84- 2948 /

VALIDATION D'UN INSTRUMENT DE MESURE DU MORAL DES RESIDENTS AGES EN ETABLISSEMENTS DE SANTE

Rapport final

Recherche subventionnée par le Conseil québécois de la recherche sociale, Ministère des affaires sociales
(RS 566581-1)

Louise Lévesque, M.Sc. (Ap.) Dip. Soc. Adm.
Guylaine Robitaille, B.A.

Université de Montréal
Faculté des sciences infirmières
Montréal, Québec

Juin 1983

RESUME

Les objectifs de l'actuelle recherche consistaient à poursuivre le processus de validation de l'échelle du Moral des Résidants(es) Agés(es) en Etablissements de Santé (MRAE). Plus spécifiquement, nous nous sommes arrêtées à l'évaluation de la fidélité d'homogénéité et de stabilité et à celle de la validité de concept. Des analyses complémentaires ont porté sur l'identification des déterminants du niveau du moral, sur la présentation de statistiques descriptives de l'échelle et sur l'identification du pouvoir discriminatif des items.

L'originalité de l'échelle du MRAE tient au fait qu'elle se veut spécifique à une clientèle vivant des conditions d'existence particulières, plus précisément, les résidents âgés en établissements de santé. De ce fait, cet instrument doit se distinguer des échelles déjà utilisées.

Elaborée, entre autres, à partir d'entrevues auprès de résidents âgés en établissements de santé et de consultations auprès des cliniciens, l'échelle du MRAE comprend dix-neuf items. De type Likert, elle se veut sensible au changement du niveau du moral, en offrant trois choix de réponses. Selon cette échelle, le moral est fonction de la perception que les résidents âgés ont d'eux-mêmes, en interaction avec leur environnement, par rapport à leur reconnaissance sociale, leur avenir, leur état affectif (mood) et l'intérêt qu'ils portent aux choses et aux personnes qui les entourent.

L'échelle fut validée auprès d'un échantillon de cent-cinquante-quatre personnes âgées de soixante-cinq ans et plus et résidant soit dans un centre d'accueil, un centre des soins prolongés ou un centre hospitalier général. L'âge moyen des répondants se chiffrait à 78,3 ans et la durée du séjour, à 31,8 mois. Lors de la première entrevue, les résidents répondaient aux items de l'échelle du MRAE et à ceux de l'échelle du Philadelphia Geriatric Center Moral Scale (PGC) (Morris & Sherwood, 1975). Quatre semaines suivant la première entrevue, les résidents complétaient, à nouveau, l'échelle du MRAE ainsi qu'un court questionnaire élaboré pour évaluer la validité de concept de cette échelle.

Pour ce qui est de l'homogénéité, les coefficients alpha de Cronbach pour l'échelle totale varient entre 85,2 et 87,1; les coefficients d'équivalence moitié-moitié corrigée selon la formule Spearman-Brown sont aussi élevés, variant entre 83,8 et 88,1. Ces coefficients indiquent une forte association entre les items. De plus, les coefficients r de Pearson entre les scores individuels des items et le score de l'échelle totale supportent aussi cette affirmation malgré l'évidence de corrélations plus faibles de quelques items.

Les analyses factorielles en composante principale explicitent encore mieux la relation entre les items en indiquant que la majorité des coefficients factoriels des items convergent vers le premier facteur. Ce premier facteur explique 28,5% de la variation des scores au temps 1 et 31,4% au temps 2. Tant qu'aux pourcentages expliqués par les quatre autres facteurs, ils se situent entre 5,4% et 8,8%. Ce même écart entre le premier et les autres facteurs se reproduit aussi au temps 2. Nous concluons donc à l'existence d'un seul facteur et considérons que l'échelle du MRAE est unidimensionnelle.

Les résultats obtenus à l'épreuve test-retest ne sont pas univoques. L'analyse de variance à mesures répétées indique que l'item trois de la dimension quatre ainsi que cette dimension, présentent des valeurs de F significatives. Par ailleurs, selon les résultats de plusieurs analyses, il est peu probable que cette différence soit attribuable à un biais systématique introduit par l'interviewer. Cette différence serait plutôt le reflet d'un changement effectif du niveau du moral. Ces résultats ne nous permettent pas de conclure d'une façon certaine à la stabilité de l'échelle; cependant, nous pensons que l'échelle offre des garanties acceptables de stabilité.

La validité de concept des échelles de mesure du moral s'avère la caractéristique la plus controversée et la plus difficile à évaluer selon la littérature consultée. C'est pourquoi nous nous sommes efforcées d'être très prudentes dans les méthodes que nous avons choisies pour évaluer cette caractéristique et dans l'interprétation des résultats obtenus aux analyses statistiques effectuées pour cette évaluation. L'échelle du MRAE présente un coefficient de corrélation avec l'échelle critère, soit celle du PGC, de 0,63 ($p \leq 0,001$). De plus, il existe une forte association entre les items de l'échelle du MRAE et ceux du questionnaire sur la validité de concept. Tenant compte des limites de ces deux méthodes d'évaluation de la validité de concept, il serait prématuré de conclure sur ce point.

Les résultats des tests d'homogénéité et d'analyses factorielles pour le Philadelphia Geriatric Scale sont aussi présentés dans ce rapport.

Nous recommandons de poursuivre la validation de cette échelle, les résultats obtenus incitent à croire qu'une telle démarche est justifiée. Par ailleurs, il serait opportun d'explorer d'autres avenues méthodologiques pour évaluer la validité de concept.

Dans un avenir immédiat, d'autres analyses seront effectuées en utilisant les données de l'étude actuelle et celles d'une recherche clinique où nous avons administré l'échelle du MRAE à environ cent-soixante-quinze résidents d'un CHSP. Cette démarche permettra d'examiner à nouveau les qualités métrologiques de l'instrument.

TABLE DES MATIERES

	Page
Résumé	ii
Liste des tableaux et des annexes	vi
Chapitre I - Problématique	
Objectifs de l'étude	2
Revue des écrits	2
. première validation de l'échelle du moral des résidents(es) âgé(es) en établissements de santé (MRAE)	2
. études de l'échelle du Philadelphia Geriatric Center (PGC) sur la mesure du moral	5
. problèmes méthodologiques inhérents à la validation d'instruments du bien-être psychologique et du moral	7
Chapitre II - Méthodologie	
Echantillon	12
Instruments	17
Déroulement de l'étude	20
Analyses statistiques	21
Chapitre III - Présentation des résultats	
Homogénéité de l'échelle du MRAE	25
. coefficients alpha de Cronbach	25
. coefficients d'équivalence moitié-moitié de Spearman-Brown	25
. analyses factorielles	30
. matrice d'intercorrélation	37
Homogénéité de l'échelle du PGC	38
. coefficients alpha de Cronbach	38
. coefficients d'équivalence moitié-moitié de Spearman-Brown	38
. analyses factorielles	41

Page

Stabilité de l'échelle du MRAE 46

Validité de concept de l'échelle du MRAE 53

Analyses complémentaires 56

Chapitre IV - Discussion, résumé et conclusion

Les analyses d'homogénéité 61

Les analyses de stabilité 64

Les analyses de validité de concept 68

Les analyses complémentaires 70

Résumé et conclusion 71

Bibliographie 74

Remerciements 95

LISTE DES TABLEAUX ET DES ANNEXES

Tableau		Page
1	Nombre de sujets selon les centres	15
2	Relations entre les variables socio-sanitaires et les sujets selon les centres	15
3	Caractéristiques de l'échantillon - distribution de fréquence ou de moyenne	16
4	Hypothèses évaluées et tests statistiques utilisés	23
5	Coefficients alpha de Cronbach et d'équivalence moitié-moitié pour l'échelle totale MRAE, temps 1 et 2	26
6	Coefficients alpha de Cronbach et d'équivalence moitié-moitié pour les scores totaux des dimensions, temps 1 et 2	28
7	Coefficients alpha de Cronbach et d'équivalence moitié-moitié pour chacune des quatre dimensions, temps 1 et 2	29
8	Analyse factorielle en composante principale du MRAE, temps 1 et 2	31
9	Coefficients factoriels de chaque item du MRAE pour chacun des facteurs significatifs, temps 1 et 2	33
11	Analyse factorielle en composante principale pour chaque dimension du MRAE, temps 1 et 2	36
10	Coefficients factoriels de chaque dimension du MRAE pour le premier facteur, temps 1 et 2	35
12	Coefficients factoriels des items de chaque dimension du MRAE pour les deux premiers facteurs, temps 1 et 2	36
13	Matrice des intercorrélations des scores, des items, dimensions et échelle totale MRAE, temps 1 (r de Pearson)	39
14	Matrice des intercorrélations des scores, des items, dimensions et échelle totale MRAE temps 2 (r de Pearson)	40
15	Coefficients alpha de Cronbach et d'équivalence moitié-moitié pour l'échelle totale PGC (Morris & Sherwood)	42

Tableau		Page
16	Coefficients alpha de Cronbach et d'équivalence moitié-moitié pour chacune des sous-échelles du PGC (Morris & Sherwood)	42
17	Analyse factorielle en composante principale du PGC (Morris & Sherwood)	43
18	Coefficients factoriels de chaque item du PGC (Morris & Sherwood) pour chacun des cinq facteurs significatifs	43
19	Analyse factorielle de chacune des sous-échelles du PGC (Morris & Sherwood)	43
20	Coefficients factoriels des items du PGC (Morris & Sherwood) avec rotation varimax	45
21	Coefficients factoriels des items de chaque dimension du PGC (Morris & Sherwood) pour les facteurs	45
22	Analyse de variance à mesures répétées entre les temps 1 et 2 pour le MRAE (n = 136)	47
23	Analyse de variance à mesures répétées entre les temps 1 et 2 pour le MRAE selon les types de centres (n = 136)	47
24	Analyse de variance selon les cotes des interviewers pour le MRAE, au temps 1 et au temps 2	49
25	Analyse de variance à mesures répétées entre les temps 1 et 2 pour le MRAE selon le type de centre de l'interviewer	49
26	Analyse de variance de l'utilisation de la cote "occasionnellement" selon les interviewers, pour le MRAE aux temps 1 et 2	50
27	Analyse de variance selon les cotes des interviewers pour le PGC (Morris & Sherwood)	50
28	Test du Chi-carré entre les interviewers et l'occurence d'événements malheureux, aux temps 1 et 2	52
29	Matrice d'intercorrélations des items, dimensions, échelle totale du PGC (Morris & Sherwood) et du MRAE (r de Pearson)	54
30	Relations entre les scores des items du MRAE (temps 2) et ceux de la question du QVC correspondante - Valeurs du Chi-carré et du V de Cramer.	55

Tableau		Page
31	Régression multiple pour le MRAE, temps 1	57
32	Statistiques descriptives des échelles MRAE et PGC	60
33	Distribution de fréquences des items du MRAE, temps 1 et 2	60
34	Matrice des intercorrélations des variables incluses dans la régression multiple	93
35	Moyennes et écarts-types pour les échelles MRAE et PGC	94

Annexe		Page
1	Protocole pour le calcul de la médication psychotrope	76
2	Données socio-démographiques	79
3	Protocole pour le questionnaire de validité de concept	84
4	Echelle du MRAE	87
5	Echelle du moral du PGC modifié (Morris & Sherwood, 1975)	90
6	Tableaux complémentaires	92

CHAPITRE I
LA PROBLEMATIQUE

INTRODUCTION

Les chercheurs et les cliniciens s'accordent pour reconnaître que la population des personnes âgées est vulnérable à des états de bas moral ou de déprime qui peuvent aller jusqu'à la dépression sévère (Wasylenki, 1982 & 1980; Lévesque, 1980; Jarvik, 1978; Butler, 1975). Dans l'étude de Barr (1980) effectuée pour l' "Ontario Regional Office", les problèmes de bien-être psychologique et de santé mentale chez les personnes âgées sont ceux les plus souvent mentionnés par les sujets de son étude, et constituent leur préoccupation majeure. Cet état de faits peut se comprendre facilement; qu'il suffise de rappeler les nombreuses pertes et les deuils auxquels sont exposés les âgés, le déclin de leurs forces physiques et leurs conditions économiques souvent précaires. Barr (1980) rapporte un article du Medical Post (1979) où il est mentionné que l'incidence de dépression chez les personnes âgées en hébergement s'élèverait à cinquante pour cent. Au Québec, le rapport Amyot (1982) reconnaît aussi l'ampleur des problèmes de santé mentale des personnes âgées. On peut donc s'attendre à ce que les recherches se fassent de plus en plus nombreuses dans ce domaine.

Plusieurs chercheurs ont publié des échelles de mesure du bien-être psychologique; toutefois, selon Lawton (1977), il existe cinq instruments explicitement appelés mesure du moral. A notre connaissance, aucun de ces instruments n'a été validé auprès d'une population québécoise et développé spécifiquement pour des bénéficiaires âgés en établissement de santé. Dans le cas de l'échelle de Lawton (1977) ou celle de Morris et Sherwood (1975), nous estimons que ces instruments, parce qu'ils offrent des réponses dichotomiques, peuvent ne pas être suffisamment sensibles pour rendre compte d'un changement survenu à la suite d'une intervention planifiée. Lors d'une étude précédant la recherche actuelle, nous avons construit et validé une échelle de mesure du Moral des Résidant(e)s Agé(e)s* en Etablissements de Santé ou l'échelle du MRAE. Toutefois, cette première validation s'est faite auprès d'un nombre restreint de sujets, soit quarante.

---

* Dans ce rapport, le terme résidents âgés désigne également les résidentes âgées.

OBJECTIFS

La présente recherche consiste à poursuivre le processus de validation du MRAE auprès d'un échantillon plus vaste. Les objectifs spécifiques portent sur l'évaluation de la fidélité d'homogénéité et de stabilité, et sur celle de la validité de concept. Pour vérifier la validité de concept, nous avons utilisé, entre autres, une version française modifiée de l'échelle de mesure du moral du Philadelphia Geriatric Center -PGC- (Morris & Sherwood, 1975).

Les préalables à la présentation de la recherche actuelle portent sur la connaissance des résultats de la première étude de validation de l'échelle du MRAE et de ceux des études de l'échelle du PGC; également, s'avère appropriée une discussion sur les problèmes relatifs à la validation d'instruments de mesure de ce type. La revue des écrits traite de ces trois thèmes.

REVUE DES ECRITS

Première étude de validation de l'échelle du MRAE

Elaboration de l'échelle

A la suite d'une revue de la littérature sur les instruments de mesure du moral et de la dépression, de consultations auprès de cliniciens travaillant auprès de résidents âgés en institution et d'entrevues exploratoires auprès d'une telle clientèle, nous avons formulé une définition théorique du moral. Selon cette définition, le moral est fonction de la perception que les résidents âgés ont d'eux-mêmes, en interaction avec leur environnement, par rapport à leur reconnaissance sociale, leur anticipation de l'avenir, leur état affectif général et leur intérêt aux choses et aux personnes qui les entourent.

A partir de cette définition du moral et du verbatim des entrevues exploratoires, nous avons élaboré une échelle du moral des résidents âgés en établissement de santé, l'échelle du MRAE, dont nous allons décrire brièvement le processus de validation (le lecteur est invité à consulter la note* au bas de la page pour connaître plus en détails les étapes d'élaboration de l'échelle du MRAE, ainsi que le rapport de recherche de Lévesque, Camirand, Potvin & Reidy (1981)).

---

* Les auteurs de l'échelle du MRAE ont procédé tout d'abord à une revue de la littérature sur les caractéristiques de la dépression chez les personnes âgées

Processus de validation

L'échelle du MRAE de type Likert offre trois choix de réponses: habituellement oui, occasionnellement et habituellement non. Elle fut soumise à une première étude de validation auprès de quarante bénéficiaires âgés de six unités d'un centre hospitalier de soins prolongés de la région métropolitaine. Quatorze hommes et vingt-six femmes constituaient l'échantillon dont l'âge moyen était de soixante-dix-huit ans.

La version de l'échelle du MRAE ainsi validée comprenait trente items répartis selon les quatre dimensions comprises dans la définition du moral présentée auparavant. Pour vérifier la fidélité d'homogénéité de l'échelle, trois types d'analyses furent effectuées soit: 1) une analyse factorielle; 2) des corrélations entre les dimensions et l'échelle globale; et 3) une analyse d'items.

---

et sur les instruments de mesure du moral et de la dépression. A partir de ces notions théoriques, une première définition du moral comportant neuf dimensions fut soumise à la critique d'une dizaine de cliniciens travaillant auprès des personnes âgées d'établissements de santé. Ces neuf dimensions étaient: l'image corporelle, la confiance en soi, l'activité cognitive, l'attribution de la cause, la centration sur le corps, l'intérêt au monde extérieur, l'anticipation de l'avenir, l'état affectif et la reconnaissance sociale.

Ces cliniciens jugeaient ces neuf dimensions comme pouvant être ou non indicateurs du moral. A partir des commentaires des juges, une dizaine d'entrevues exploratoires furent conduites auprès de résidents âgés d'une unité de soins prolongés d'un centre hospitalier universitaire. Ces entrevues avaient un double objectif: en premier lieu, nous voulions explorer comment chacune des dimensions se concrétisait dans la routine des résidents et en second lieu, nous espérions recueillir de l'information concernant les réactions affectives de ces résidents face à différents thèmes qui pouvaient les toucher: la mort, le bonheur, la promiscuité, les relations avec la famille, le personnel et les autres bénéficiaires.

De l'analyse de contenu de ces entrevues, quatre des neuf dimensions sont ressorties de façon constante, soit la reconnaissance sociale, l'anticipation de l'avenir, l'état affectif général et l'intérêt accordé aux choses et aux personnes. Ces quatre dimensions rejoignaient aussi l'avis des juges et nous les avons intégrées dans la définition du moral à la base de l'échelle du MRAE. C'est ainsi qu'à partir du verbatim même de ces entrevues, un premier questionnaire de soixante items regroupés selon ces quatre dimensions fut élaboré et administré sous forme d'entrevues semi-structurées aux mêmes sujets qui avaient participé aux entrevues exploratoires.

Suite à l'administration de ce questionnaire, nous avons élaboré la première version de l'échelle du MRAE. Cette version contenait trente items et fut validée selon le processus de validation décrit au début de la page 3.

Les résultats de ces analyses, principalement ceux de l'analyse factorielle, nous ont amenés à réduire le nombre d'items à vingt. Voici les résultats obtenus à ces différentes analyses sur l'échelle de vingt items:

- selon l'analyse factorielle, il y a cinq facteurs significatifs. La variation attribuée au premier facteur se chiffre à 38,6%, tandis que les quatre autres facteurs expliquent respectivement 11,2%, 8,6%, 6,4% et 5,4% de la variation. Les coefficients factoriels de chaque item sont tous significatifs; ils sont plus élevés pour le premier facteur que pour les quatre autres à l'exception de deux items.
- les coefficients de corrélation de Pearson entre les quatre dimensions et l'échelle totale varient entre 0,80 et 0,91, $p \leq 0,001$;
- l'analyse d'items montre un coefficient alpha de Cronbach pour chacune des quatre dimensions, s'élevant respectivement à 0,62, 0,83, 0,84 et 0,67. Chaque dimension présente donc une consistance interne satisfaisante; cependant, le coefficient alpha de l'échelle globale demeure le plus élevé ($\alpha = 0,91$).

Pour vérifier la validité de concept, nous avons comparé les résultats obtenus aux échelles du MRAE et du PGC (Morris & Sherwood, 1975) modifiée par les auteurs de la présente recherche*. Une corrélation positive et significative existe entre ces deux instruments ($r = 0,69$, $p \leq 0,001$).

Notons, pour compléter, que la variation des scores à l'échelle du MRAE n'est pas affectée par des facteurs tels que le sexe, la durée de séjour, l'âge et le degré de mobilité.

A la lumière de ces résultats, nous avons considéré que l'échelle du MRAE de vingt items possédait une fidélité d'homogénéité et une validité de concept satisfaisantes. De plus, cet instrument présentait les caractéristiques d'une échelle unidimensionnelle, si l'on tient compte de la prépondérance du premier facteur sur les autres facteurs, et de celle du coefficient alpha de l'échelle globale sur ceux des dimensions. Devant ces résultats, nous

---

* Les modifications que nous avons apportées à l'échelle du PGC (Morris & Sherwood, 1975) apparaissent au chapitre II, p. 17).

décidions de poursuivre le processus de validation qui fait l'objet de la présente recherche. De l'échelle de vingt items, nous avons retiré un item qui semblait répétitif. De plus, l'ordre de présentation de deux items a été modifié de façon à améliorer la séquence des questions. Soulignons que la stabilité de l'échelle ne fut pas évaluée durant la première étude de validation.

L'échelle de mesure du moral du Philadelphia Geriatric Center (PGC)

Première étude de Lawton

Bien que quelques échelles du moral existent déjà, Lawton décide d'élaborer un autre instrument; ainsi, il devient l'auteur de la version originale de l'échelle du PGC. Il pose, comme préalable, que le moral est un construit multidimensionnel et non unidimensionnel comme le prétendent d'autres auteurs d'échelles du moral (Lawton, 1975). Lawton veut aussi élaborer une échelle contenant des items courts, formulés d'une façon adaptée aux personnes âgées et facile d'administration.

Pour construire une telle échelle, Lawton (1972) sélectionne d'abord des items dans les échelles de bien-être psychologique qui, a priori, sont reliées au concept théorique du moral. Suite à plusieurs analyses factorielles, il épure la première version et obtient une version finale composée de vingt-deux items dichotomiques.

Il vérifie la validité de concept en comparant les scores de l'échelle du PGC avec les cotes attribuées par des juges (infirmières, psychologues, administrateurs et travailleurs sociaux) à deux cents sujets de l'échantillon total (N = 300). Il découvre ainsi une corrélation positive et significative entre l'échelle et ce critère (r de Pearson = 0,47). L'analyse factorielle opérée sur cette version, pour l'ensemble de l'échantillon, montre six facteurs significatifs. La stabilité de l'échelle est évaluée auprès de vingt-cinq sujets de l'échantillon total; une période de trois mois sépare le moment d'administration des deux échelles. Le coefficient de corrélation de Pearson se chiffre à 0,75. Un test-retest est aussi effectué auprès d'un autre groupe de personnes âgées (N = 35), à une semaine d'intervalle (r de Pearson= 0,80).

Etude de Morris & Sherwood

Dans le but de reproduire les résultats de Lawton, Morris et Sherwood (1975) administrent l'échelle du PGC à deux nouveaux échantillons de trois cents et quatre cent-six sujets. Ils procèdent ensuite à une analyse factorielle.

Seulement trois des six facteurs identifiés par Lawton s'avèrent significatifs, soit les facteurs 1) "Positive Attitude toward Aging", 2) "Agitation" et 3) "Lonely Dissatisfaction".

Pour améliorer la consistance interne de l'échelle, ils retranchent cinq items contribuant moins à la mesure du moral ou moins reliés au concept du moral. L'analyse factorielle subséquente montre deux premiers facteurs relativement similaires pour les deux échantillons et un troisième facteur plus instable.

A la lumière de ces informations, ils distribuent les dix-sept items en deux sous-échelles qu'ils nomment "tranquility" et "satisfaction with life progression". La première sous-échelle correspond à la sous-échelle "agitation" de Lawton et la deuxième, à celle nommée "attitude toward own aging" du même auteur.

Dans cette même étude, Morris et Sherwood évaluent également l'homogénéité de l'échelle. La moyenne du coefficient alpha pour les deux échantillons se chiffre à 0,76 pour la première sous-échelle et à 0,62 pour la seconde. Les coefficients de corrélation entre ces deux sous-échelles sont de 0,59 et de 0,70 respectivement pour chacun des deux échantillons.

Par la suite, Morris et Sherwood (1975) retirent encore deux items et obtiennent une troisième version composée de quinze items.

Deuxième étude de Lawton

A la même époque, Lawton (1975) reprend lui aussi l'analyse de l'échelle du PGC en réintégrant à la version de quinze items de Morris et Sherwood (1975), deux des cinq items abandonnés par ces derniers. Il obtient ainsi une échelle composée de dix-sept items qu'il répartit en trois sous-échelles: 1) "Agitation", 2) "Attitude toward life" et 3) "Lonely dissatisfaction". Ces trois sous-

échelles présentent un coefficient alpha de 0,85, de 0,81 et de 0,85 et elles sont mutuellement exclusives, c'est-à-dire que la variation des scores de chaque item n'est expliquée que par un seul des trois facteurs.

Bien que Morris et Sherwood (1975) recommandent l'utilisation de la version corrigée de Lawton (1975) à cause de la qualité d'exclusivité de chaque sous-échelle, ils demeurent toutefois sceptiques devant la pertinence d'inclure les deux items qu'ils avaient enlevés.

Lors de la validation de l'échelle du MRAE, nous avons toujours utilisé l'échelle du PGC de dix-sept items corrigée par Morris et Sherwood (1975) tout en apportant certaines modifications telles que décrites au chapitre II (p. 17).

Problèmes méthodologiques inhérents à la validation d'instruments du bien-être psychologique et du moral

La validité réfère à la capacité d'un instrument de mesurer ce qu'il est censé mesurer. Devant la prolifération des échelles de mesure du "bien-être" des personnes âgées - échelles de mesure du bien-être, du moral, de la satisfaction de vie, du bonheur, etc. - nous sommes en droit de nous demander à quel aspect de la vie des personnes âgées réfère le terme "moral". De fait, le moral, tel que défini par ces échelles, apparaît être un fatras, résultant de l'incohérence au niveau des concepts et des incertitudes dans l'interprétation des résultats (Sherwood, 1977; Carp, 1977; Rosow, 1977; Lawton, 1977; Cutler, 1979; George, 1979; Kane & Kane, 1981). Selon Lawton (1977), la seule véritable caractéristique commune à toutes ces échelles se résume au fait qu'elles réfèrent à l'individu.

Dans un premier temps, il apparaît donc souhaitable de clarifier les différents domaines tels que satisfaction de vie, bonheur, bien-être, moral, et de construire ensuite des instruments de mesure spécifiques à ces domaines avant de chercher à établir et à comprendre les interactions entre ces instruments (Cutler, 1979; Lawton, 1977).

En ce qui a trait aux échelles de mesure du moral, Rosow (1977) identifie quatre sources de contamination possible, soit:

1) le fait que des items réfèrent à des périodes de vie différentes; en effet, une personne peut être satisfaite de son passé sans pour autant se réjouir de sa vie présente

2) le fait que certains items intègrent des événements susceptibles d'affecter le moral plutôt que de le décrire, tels que les symptômes physiologiques, l'état de santé, etc. ("déterminants" du niveau de moral)

3) le fait que certains items contiennent des éléments pouvant être conséquents du niveau du moral d'un individu, tels que le nombre d'interactions sociales, son degré de participation à des activités, certains symptômes physiologiques, etc. ("effets" du niveau de moral)

4) le fait que certains items incluent des facteurs situationnels et des traits de personnalité

Rosow (1977) recommande, à l'instar de plusieurs chercheurs (Carp, 1977; Sherwood, 1977; Lawton, 1977; Cutler, 1979), d'exclure systématiquement de l'instrument tout item référant à l'une ou l'autre de ces quatre catégories pour les raisons suivantes. En incluant dans l'instrument des items référant à des traits de personnalité ou à des facteurs situationnels, il sera difficile de déterminer par la suite si un niveau donné du moral est tributaire de facteurs situationnels ou de la personnalité de l'individu. Par exemple, supposons que l'on veuille vérifier l'effet d'une variable telle que l'état de santé sur le moral d'un individu, en utilisant comme mesure du moral un instrument contenant déjà des items reliés à l'état de santé. On obtiendrait ainsi des résultats tautologiques puisque les items reliés à l'état de santé contenus dans cette échelle augmenteraient artificiellement les corrélations entre les mesures de la variable "état de santé" et les mesures de la variable "moral". Ces corrélations artificielles contribueraient plus à brouiller qu'à expliciter les relations entre ces phénomènes (Rosow, 1977; Cutler, 1979; Lohman, 1977; Carp, 1977; Sherwood, 1977).

Les auteurs consultés ne parviennent pas à s'entendre sur la "réalité" que mesurent les échelles du moral et encore moins sur les caractéristiques des items dont devrait être dotée une telle échelle. Un seul élément leur est commun: la nature subjective du phénomène "moral", c'est-à-dire "a current state of mind". Les items de l'échelle devraient être formulés en conséquence (Lawton, 1977; Carp, 1977; Sherwood, 1977; Rosow, 1977). Il n'est donc pas surprenant que ces auteurs divergent aussi quant à la manière de construire un tel instrument et d'en vérifier la validité.

Certains auteurs soulignent le danger d'élaborer une échelle qui mesure non pas le moral des personnes âgées, mais l'impression des gérontologues et des psychologues à propos du moral des personnes âgées (Carp, 1977; Kane & Kane, 1981; Rosow, 1977; Taylor, 1977). Carp (1977) suggère d'intégrer des groupes de discussion composés de personnes âgées, dans le processus de construction d'une échelle de ce caractère. Cette façon de procéder assurerait une plus grande validité de concept.

Une méthode largement utilisée pour valider une échelle consiste à comparer les résultats de celle-ci à un autre instrument mesurant la même réalité. Ainsi, en comparant les résultats d'une dizaine d'échelles de mesure du moral, de la satisfaction de vie, etc., Larson (1978) obtient des corrélations élevées et conclut que le facteur commun de toutes ces échelles est probablement le bien-être psychologique subjectif. Cutler (1979) conteste l'étude et les conclusions de Larson et précise que plusieurs échelles différentes utilisent des items identiques. Ce recoupement entre les échelles augmente donc artificiellement les corrélations (Lohman, 1977; Sherwood, 1977; Carp, 1977; Lawton, 1977), invalidant ainsi la conclusion de Larson. Lawton (1977) suggère donc d'utiliser un bon critère externe relié conceptuellement au moral, plutôt que de comparer les résultats des mêmes sujets à deux tests différents et d'attendre que les recherches clarifient les domaines auxquels les instruments actuels réfèrent. Cependant, il ne précise pas ce qu'est un bon critère externe : l'opinion des chercheurs, des gérontologues?

Le choix d'un bon critère externe est d'autant problématique que le meilleur prédicteur connu du bien-être psychologique semble conceptuellement très différent de cette réalité. En effet, parmi tous les facteurs inhérents

à la vie d'une personne âgée, l'état de santé et plus particulièrement l'estimation subjective de l'état de santé par la personne âgée elle-même se sont avérés les meilleurs prédicteurs du bien-être psychologique (Stenback, Kumpaleinen & Vauhkowen, 1978; Spreitzer & Snyder, 1974; Palmore & Luickart, 1972; Maddox et Douglas, 1973; Larson, 1978).

Cependant, il faut noter que plusieurs facteurs influencent aussi cette perception (Larson, 1978). Il appert qu'un milieu adapté aux besoins des personnes âgées, c'est-à-dire un milieu qui offre des services les aidant à fonctionner, peut contribuer à diminuer le sentiment d'incapacité produit par un handicap. Un individu qui bénéficie de tels services risque donc de se percevoir en meilleure santé (Myles, 1978).

Le problème de la validité de concept des échelles de mesure du moral demeure donc entier. Outre la validité de concept, un instrument de mesure doit, pour être valide: 1) présenter un éventail de scores possibles suffisamment étendu pour rendre compte de la réalité mesurée de façon fonctionnelle et nuancée (Sherwood, 1977; Kane & Kane, 1981); 2) pouvoir être administré et analysé de façon économique; 3) être insensible aux différences culturelles ou géographiques; 4) avoir un mode de cotation suffisamment précis de façon à éviter les interprétations des interviewers et correcteurs ou la nécessité d'avoir recours à des professionnels pour interpréter les résultats; 5) présenter, lors de la validation, une stratégie d'échantillonnage rigoureuse (Kane & Kane, 1981); et 6) être stable.

Pour vérifier la stabilité, l'instrument doit passer l'épreuve du test-retest (Sherwood, 1977; Kane & Kane, 1981). Par contre, Taylor (1977) estime que même la réussite de cette épreuve ne permet de tirer aucune conclusion, étant donné le caractère transitoire de cet affect (Carp, 1977; George, 1979) facilement influencé par des facteurs situationnels. Cependant, la définition du moral à la base de l'échelle du MRAE déborde de la simple notion d'affect (mood), et nous avons estimé qu'un délai relativement court, soit quatre semaines entre les deux administrations de l'échelle, permettrait de contrer cette difficulté. De plus, nous avons pris soin de collecter des informations sur tout événement survenu depuis un mois avant les deux passations de l'échelle et de nature à influencer les réponses à ce test.

Finalement, compte tenu des difficultés méthodologiques importantes telles que la confusion au niveau du concept même du moral, la présence possible de facteurs contaminants dans l'instrument, le recoupement entre les échelles existantes, nous ne pouvons au mieux qu'être très prudentes en établissant la validité d'un tel instrument de mesure (Kane & Kane, 1981). D'autre part, les critiques contenues dans la littérature consultée ne nous donnent que peu d'indices sur la façon de valider l'échelle du MRAE.

Tout en essayant de tenir compte de ces différentes considérations, nous avons établi un protocole permettant de poursuivre la validation de cette échelle; c'est le sujet du prochain chapitre.

CHAPITRE II

METHODOLOGIE

Dans ce chapitre, nous décrivons l'échantillon et les instruments utilisés; également, seront présentés le déroulement de l'étude et les analyses statistiques effectuées pour évaluer les hypothèses de l'étude.

Echantillon

Sélection des sujets

Les personnes âgées de l'échantillon résident toutes dans l'une ou l'autre de ces institutions, soit un centre d'accueil (CA), deux centres hospitaliers de soins généraux (CH) et un centre hospitalier de soins prolongés (CHSP), leur direction ayant aimablement accepté de nous recevoir. Ces centres étaient situés dans la région socio-sanitaire des Cantons de l'Est. A l'aide du personnel soignant, nous avons éliminé de la population totale de chacun de ces centres, les personnes âgées de moins de soixante-cinq ans ou de plus de quatre-vingt-dix ans, les personnes en phase terminale et les personnes confuses. Nous avions demandé au personnel soignant d'être très libéral à propos du critère "confusion", préférant éliminer nous-mêmes les personnes jugées encore trop confuses pour répondre à l'entrevue.

Puis à l'aide d'une table de nombres aléatoires (Glass & Stanley, 1970), nous avons sélectionné les sujets du centre d'accueil et du centre hospitalier de soins prolongés par la méthode d'échantillonnage aléatoire simple, i.e. soixante-sept sujets au centre d'accueil et soixante-cinq au centre de soins prolongés. En ce qui a trait aux deux centres hospitaliers généraux, nous avons dû retenir tous les résidents répondant aux critères précédemment énumérés, soit quarante sujets au premier centre hospitalier et huit au second. En effet, les centres hospitaliers consacrent au plus dix pour cent de leurs lits aux résidents âgés. Ceci explique le nombre moins élevé de sujets choisis dans ce type de centres.

Au total, cent quatre-vingt résidents âgés ont été contactés. Sur ce nombre, cent cinquante-quatre personnes ont accepté de participer à la première étude tandis que cent quarante-deux ont complété la deuxième entrevue. Cent trente-six sujets ont complété les deux entrevues. Parmi les dix-huit sujets

qui ont participé à la première entrevue sans compléter la deuxième, peu d'entre eux ont refusé à cause de la nature même du test. Dans la très grande majorité des cas, il y eut un empêchement majeur tel que: aggravation de la maladie, deuil dans la famille, déplacement vers un autre centre, décès du résident, etc. Six sujets qui étaient absents lors de la première entrevue ont accepté de participer à la seconde, formant ainsi un nombre total de cent quarante-deux sujets à la deuxième entrevue (tableau 1).

Caractéristiques des répondants

Ce sont les caractéristiques des cent cinquante-quatre répondants à la première entrevue qui sont ici présentés. L'âge moyen de ces répondants se chiffre à 78,36 ans tandis que la durée moyenne de séjour est de 31,82 mois. L'échantillon comprend plus de femmes (68,8%) que d'hommes (31,2%) et la majorité d'entre eux (elles) sont veufs(ves). Trente-six pour cent des répondants se mobilisent seuls tandis que 11,7% ne peuvent se transférer seuls du lit au fauteuil ou demeurent au lit continuellement (grabataire). L'accident cérébro-vasculaire constitue le principal diagnostic d'admission (27,3%) relevé dans le dossier médical. Parmi les tranquilisants majeurs et mineurs, les antidépresseurs et les sédatifs/hypnotiques, ce sont les médicaments de cette dernière catégorie que les répondants reçoivent le plus (36,4%). Le détail de cette description apparaît au tableau 3; cependant, pour avoir une connaissance plus précise de l'échantillon, il est intéressant de le comparer selon les centres.

Comparaison entre les centres

Les répondants du centre d'accueil sont plus âgés (80,21 ans) que ceux des deux centres de soins généraux (77,71 ans) ou du centre hospitalier de soins prolongés (76,68 ans). De façon générale, ceux du centre d'accueil ont une durée de séjour plus longue (56 mois) que ceux résidant au centre de soins prolongés (21,8 mois) ou ceux des deux centres de soins généraux (8,9 mois). Les centres diffèrent aussi selon le nombre de femmes et d'hommes qui participent à l'étude; le nombre de femmes prédomine au centre d'accueil.

Les répondants du centre d'accueil se déplacent majoritairement sans appareil ou accompagnement (63,9%) alors que la majorité de ceux du centre de soins prolongés demandent l'aide d'une autre personne ou utilisent un appareil (70,6%). Les répondants des deux centres généraux sont les moins mobiles (26,2%), étant transférés du lit au fauteuil ou demeurant au lit. Le détail de ces analyses apparaissent aux tableaux 2 et 3.

De plus, en examinant davantage le tableau 2, on note une relation significative entre le type de centres et le diagnostic (x^2 = 60,64 (16), $p \leqslant 0,001$). Le diagnostic des répondants du centre d'accueil recouvre surtout les maladies cardiaques (39,3%) et autres conditions musculaires ou osseuses pathologiques (24,6%); par ailleurs, l'accident cérébro-vasculaire est le diagnostic le plus souvent noté chez ceux des centres de soins généraux et de soins prolongés (respectivement 23,8% et 52,9%).

Le tableau 2 indique également une relation significative entre différentes catégories de psychotropes consommés et le type de centres, si l'on en juge par les valeurs du x^2. Au cours de la semaine qui précède la deuxième entrevue, le plus grand nombre de répondants qui reçoivent des tranquilisants majeurs se retrouve chez les résidents des deux centres de soins généraux (21,4% vs 6,6% au centre d'accueil et 7,8% au centre de soins prolongés). Ceux qui consomment le plus de tranquilisants mineurs demeurent au centre d'accueil (42,6% vs 9,5% aux centres de soins généraux et 7,8% au centre de soins prolongés). C'est au centre de soins prolongés que se retrouve le nombre le plus élevé de répondants qui reçoivent des anti-dépresseurs, (21,6%) suivi de ceux du centre d'accueil (13,1%) et des centres de soins généraux (2,4%). Enfin, le nombre de répondants qui consomment des sédatifs hypnotiques est de 47,5% au centre d'accueil, de 31,0% aux centres de soins généraux et de 27,5% au centre de soins prolongés (tableau 3). La façon de classifier et de calculer la consommation de ces différents médicaments apparaît à l'annexe 1.

TABLEAU 1

NOMBRE DE SUJETS SELON LES CENTRES

	CA	CH	CHSP	Total
Nb personnes contactées	67	48	65	180
Nb total de répondants à la 1ère entrevue	61	42	51	154
Nb total de répondants ayant accepté la 1ère entrevue sans participer à la 2e	3	5	10	18
Nb total de répondants à la 2e entrevue	59	38	45	142
Nb total de répondants n'ayant participé qu'à la 2e entrevue	1	1	4	6
Nb total de répondants aux 2 entrevues	58	37	41	136

TABLEAU 2

RELATIONS ENTRE LES VARIABLES SOCIO-SANITAIRES
ET LES SUJETS SELON LES CENTRES

Variables	F	x^2	dL	P	N
Age	4,8555	-	2,151	0,009	154
Durée de séjour	18,009	-	2,151	0,000	154
Sexe	-	6,05	2	0,048	154
Degré de mobilité	-	40,71	6	0,000	154
Diagnostic	-	60,64	16	0,000	154
Tranquilisants majeurs	-	7,29	2	0,026	154
Tranquilisants mineurs	-	22,88	2	0,000	154
Anti-dépresseurs	-	7,22	2	0,027	154
Sédatifs / hypnotiques	-	5,90	2	0,052	154

TABLEAU 3

CARACTERISTIQUES DE L'ECHANTILLON - DISTRIBUTION DE FREQUENCE OU DE MOYENNE

Variables / Catégories		C.A.				C.H.				C.H.S.P.				TOTAL			
		N	%	$\bar{X}$	S	N	%	$\bar{X}$	S	N	%	$\bar{X}$	S	N	%	$\bar{X}$	S
Age (ans)				80,21	5,7			77,71	7,4			76,69	6,8			78,36	6,69
Durée de séjour (mois)				56,0	55,6			8,9	11,4			21,8	29,4			31,82	44,06
Sexe	1. Féminin	48	78,7%			25	59,5%			33	64,7%			106	68,8%		
	2. Masculin	13	21,3%			17	40,5%			18	35,3%			48	31,2%		
Degré de mobilité	1. seul	39	63,9%			8	19,0%			9	17,6%			56	36,4%		
	2. avec appareil	13	21,3%			14	33,3%			18	35,3%			45	29,2%		
	3. avec accompagnement	8	13,1%			9	21,4%			18	35,3%			35	22,7%		
	4. transférer du lit au fauteuil et grabataire	1	1,6%			11	26,2%			6	11,8%			18	11,7%		
Diagnostic Accident cérébro-vasculaire	1. accident cérébro-vasculaire	5	8,2%			10	23,8%			27	52,9%			42	27,3%		
	2. syndrome cérébro-vasculaire insuffisance cérébro-vasculaire	5	8,2%			3	7,1%			5	9,8%			13	8,4%		
	3. Tumeur maligne	2	3,3%			2	4,8%			2	3,9%			6	3,9%		
	4. Maladie du Système Nerveux	2	3,3%			3	7,1%			3	5,9%			8	3,9%		
	5. Post Trauma	-				5	11,9%			3	5,9%			8	5,2%		
	6. Autres conditions musculaires et osseuses	15	24,6%			4	9,5%							19	12,3%		
	7. Maladies cardiaques	24	39,3%			3	7,1%			5	5,9%			32	20,8%		
	8. Démence, sénélité, débélité					2	4,8%			2	3,9%			4	2,6%		
	9. Autres	8	13,1%			10	23,8%			4	7,8%			22	14,3%		
Tranquillisants majeurs	1. Reçoivent	4	6,6%			9	21,4%			4	7,8%			17	11,0%		
	2. Ne reçoivent pas	57	93,4%			33	78,6%			47	92,2%			137	89,0%		
Tranquillisants mineurs	1. Reçoivent	26	42,6%			4	9,5%			4	7,8%			34	22,1%		
	2. Ne reçoivent pas	35	57,4%			38	90,5%			47	92,2%			120	77,9%		
Anti-dépresseurs	1. Reçoivent	8	13,1%			1	2,4%			11	21,6%			20	13,0%		
	2. Ne reçoivent pas	53	86,9%			41	97,6%			40	78,4%			134	87,0%		
Sédatifs/ hypnotiques	1. Reçoivent	29	47,5%			13	31,0%			14	27,5%			56	36,4%		
	2. Ne reçoivent pas	32	52,5%			29	69,0%			37	72,5%			98	63,6%		
TOTAL		61				42				51				154			

Instruments

L'échelle du MRAE

Les dix-neuf items de l'échelle du MRAE se répartissent selon les quatre dimensions suivantes, soit: 1) la reconnaissance sociale (items 2, 5, 8 et 11); 2) l'anticipation de l'avenir (items 7, 9, 10, 14, 19); 3) l'état affectif (mood) (items 1, 4, 6, 12, 13, 16) et 4) l'intérêt dans les choses et les personnes (items 3, 15, 17, 18). Même si les résultats de la première validation indiquent que l'échelle du MRAE est unidimensionnelle (cf. p.4), nous tenons compte des quatre dimensions lors des analyses statistiques effectuées dans l'étude actuelle. Cette façon de procéder apparaît plus prudente puisque seulement quarante sujets ont participé à la première étude de validation. Pour éviter le biais souvent introduit par une façon de répondre stéréotypée, certains items sont négatifs, soit les items 4, 5, 7, 11, 13 et 18. Il faut donc inverser la cote de ces six items avant d'obtenir le score total par simple sommation. Ceci permet de situer le sujet sur un continuum théorique variant de 19 (bas moral) à 57 (moral élevé). Ainsi, le degré du moral d'un résident âgé varie selon qu'"habituellement oui", "occasionnellement" ou "habituellement non", ce résident a la perception de se sentir reconnu socialement, d'anticiper son avenir de façon confiante, de se considérer dans un état affectif positif et de s'intéresser aux choses et aux personnes qui l'entourent.

L'échelle du PGC de Morris et Sherwood

Comme nous l'avons précisé précédemment, nous utilisons la version de 17 items du "Philadelphia Geriatric Center Morale Scale", corrigée par Morris et Sherwood (1975). Cette échelle, tout comme celle de Lawton, repose sur la définition suivante:

> "moral is viewed as consisting of a series of interrelated parts that can be measured by self-report items" (Morris & Sherwood, 1975, p. 77)

Nous avons modifié quelque peu cette version du PGC corrigée. Tout d'abord, lors de la première étude de validation de l'échelle du MRAE, nous avons traduit cet instrument en s'inspirant de la traduction réalisée par une équipe de recherche de la Faculté des sciences infirmières de l'Université Laval, sous la direction du professeur Olive Goulet. Notre version française fut examinée par deux francophones et deux anglophones bilingues. De cette

version, nous avons exclu deux des dix-sept items soit l'item 5 "I sometimes worry so much that I can't sleep" et l'item 6 "As I get older, things are better/worse than I thought they would be". A notre avis, ces deux items ne s'appliquent pas à la situation des personnes âgées résidant en institution. Les autres quinze items dichotomiques (oui, non) se répartissent en deux dimensions, soit: 1) "tranquility" (items 3, 7, 9, 10, 11, 12, 13, 15) et 2) "satisfaction with life progression" (items 1, 2, 4, 5, 6, 8, 14). Tout comme l'échelle du MRAE, certains items sont inversés soit les items 2, 6, 12 et 14. Le score total correspond à la sommation des cotes (1 ou 2) de chacun de ces items. Ceci permet de situer chaque sujet sur un continuum théorique, allant de 15 (bas moral) à 30 (moral élevé). Le PGC modifié de Morris et Sherwood (1975) a servi d'instrument critère pour mesurer la validité de concept, plus précisément la validité de convergence.

Questionnaire de validité de concept

Compte tenu des critiques adressées aux échelles de mesure du moral des personnes âgées, il est apparu important de vérifier l'adéquation du concept du moral auquel réfère l'échelle du MRAE, par rapport à la perception que se font les personnes âgées de leur propre moral.

Pour chacune des quatre dimensions de l'échelle du MRAE, nous avons choisi un item, celui dont le contenu apparaissait le moins émotivement éprouvant pour le répondant, selon notre expérience acquise en administrant cette échelle au cours de la première étude. A notre avis, ce critère de sélection permettait d'obtenir plus d'information des répondants. De plus, cette sélection s'est effectuée de façon à obtenir deux items positifs et deux items négatifs, soit les items 19, 18, 13 et 8.

Après avoir administré l'échelle du MRAE, l'interviewer invitait le répondant à préciser ses réponses pour chacun de ces quatre items, en explorant comment le contenu de chacun des items était relié au moral. Les informations ainsi obtenues étaient textuellement notées (le protocole de cette entrevue semi-structurée apparaît à l'annexe 3). Un groupe de trois juges ont classifié chacune des réponses dans l'une ou l'autre de ces catégories:

1) nuit au moral; 2) a tendance à nuire au moral; 3) n'a aucun effet sur le moral; 4) a tendance à améliorer le moral;et 5) améliore le moral.

Autres questions

Questions relatives à la perception de l'état de santé

Tenant compte de l'importance de la perception de l'état de santé comme déterminant du niveau du moral et s'inspirant de la recherche de Maddox et Douglass (1973), nous avons construit la question suivante: "Comment jugez-vous votre état de santé: excellent, bon, passable ou mauvais?". Nous avons aussi composé une seconde question de façon à obtenir une mesure de la perception comparative de l'état de santé, soit: "Par rapport aux autres résidents qui vivent ici, comment jugez-vous votre propre état de santé: beaucoup mieux, un peu mieux, un peu moins bon, beaucoup moins bon que l'état de santé des autres résidents qui vivent ici?". Pour cette question, un cinquième choix de réponses ("pareil à") était enregistré par l'interviewer si le répondant résistait à se classer dans l'une ou l'autre des catégories proposées.

Questions relatives à l'occurence de facteurs situationnels

Il fallait s'assurer que la mesure du MRAE ne fut pas tributaire d'un événement malheureux survenu récemment dans la vie du répondant. De plus, la stabilité telle que mesurée par le test-retest, pouvait être compromise par l'occurence de telles circonstances. La question suivante demandée après chaque administration du MRAE donnait une mesure de ce facteur: "Est-ce qu'un événement malheureux est survenu au cours du dernier mois (par exemple, un deuil, une mauvaise nouvelle dans la famille, une déception importante)?".

Les interviewers devaient aussi s'informer auprès des infirmières-chefs de différentes caractéristiques des résidents telles que l'âge, la durée de séjour, le sexe, le statut civil, le degré de mobilité et leur impression sur le moral de chacun des répondants. Cette dernière question sur le moral des répondants était aussi posée aux médecins traitants. (annexe 2)

Déroulement

Dans un premier temps, le personnel soignant a préféré informer lui-même les résidents, de notre visite. Nous leur avons donc demandé de nous présenter comme une équipe de recherche de la Faculté des sciences infirmières de l'Université de Montréal désirant mieux comprendre la vie des personnes âgées en institution et de leur dire qu'ils n'étaient pas tenus de participer à cette recherche et que nous leur assurions la confidentialité. Chaque répondant fut donc invité à participer à deux entrevues dans un intervalle de quatre semaines.

Première entrevue

Chacun des deux interviewers procédait de la façon suivante: 1) prise de contact avec le résident; 2) explication du but de l'entrevue et de l'importance de sa participation; 3) administration des échelles du MRAE et du PGC (Morris & Sherwood, 1975); 4) question relative à l'occurence de facteurs situationnels; 5) questions relatives à la perception de l'état de santé; 6) remerciements adressés au résident pour sa participation et avis que nous aimerions le rencontrer une seconde et dernière fois d'ici un mois.

Afin de contrer un effet possible de l'ordre de passation des deux questionnaires, un interviewer administrait l'échelle du MRAE en premier lieu et ensuite celle du PGC alors que l'autre interviewer procédait dans l'ordre inverse. Un troisième interviewer a dû participer à la cueillette des données à cause d'événements au-dehors de notre contrôle. Cette personne a interviewé vingt résidents en CHSP seulement lors de la première entrevue. Les trois interviewers détenaient un baccalauréat en psychologie de la même université et avaient bénéficié de la même formation à l'entrevue. Elles ont aussi reçu le même entraînement à l'administration des deux échelles utilisées dans l'étude actuelle.

Deuxième entrevue

Quatre semaines plus tard, chaque interviewer rencontrait les résidents, visités par l'autre interviewer lors de la première entrevue. Ce changement d'interviewers devait contrer l'effet d'un biais possible attribuable soit à l'interviewer lui-même, soit à la familiarité développée lors de la première entrevue. Chaque interviewer procédait invariablement de la façon suivante: 1) prise de contact; 2) réitération de l'objectif de l'entrevue et de l'importance de sa participation; 3) administration de l'échelle du MRAE, suivi de la question relative à l'occurence de facteurs situationnels; 4) administration du questionnaire portant sur la validité de concept; 5) remerciements au résident et avis que nous ne lui demanderions aucune autre participation. Le temps moyen requis pour répondre à l'échelle était de trente minutes.

Analyses statistiques complétées

1) Pour vérifier la fidélité d'homogénéité des échelles du MRAE et du PGC, nous avons opéré une analyse factorielle, une analyse d'items, constitué la matrice d'intercorrélation des items et calculé les coefficients alpha de Cronbach et les coefficients d'équivalence moitié-moitié de Spearman-Brown pour l'échelle totale et pour chacune des dimensions.

2) Pour vérifier la stabilité de l'échelle du MRAE, nous avons fait une analyse de variance à mesures répétées sur les résultats obtenus aux deux temps de passation du test. Nous avons opéré aussi quelques contrôles de variables susceptibles d'influencer la stabilité, tels l'occurence d'événements malheureux ou un biais possible des interviewers.

3) Pour vérifier la validité de concept, nous avons calculé le coefficient de Pearson entre l'échelle du MRAE et l'échelle de mesure critère, le PGC. Pour compléter cette vérification, nous avons effectué le test Chi-carré et V de Cramer pour évaluer l'association entre les réponses à l'échelle du MRAE et les réponses correspondantes au questionnaire de validité de concept.

4) D'autres analyses complémentaires furent effectuées entre autres: des analyses de régression pour identifier les déterminants de l'échelle du MRAE et des analyses descriptives de cette échelle et de celle du PGC telles que les moyennes et les écarts-types. Les distributions de fréquence des items de l'échelle du MRAE furent scrutées afin d'évaluer la capacité de discrimination des items.

Le tableau 4 présente la liste des hypothèses évaluées et les tests statistiques utilisés pour les vérifier. Le seuil de signification choisi pour les différentes analyses est de 0,05.

TABLEAU 4

Hypothèses évaluées et tests statistiques utilisés

Hypothèses	Tests statistiques utilisés
1. Homogénéité	
A. Homogénéité de l'échelle totale	1. Coefficient d'équivalence moitié-moitié de Spearman-Brown calculé à partir de tous les items de l'échelle totale 2. Coefficient alpha de Cronbach calculé à partir de tous les items de l'échelle totale 3. Analyse factorielle en composante principale sur tous les items de l'échelle totale 4. Coefficients alpha de l'échelle totale dont on a retiré un item 5. Coefficient d'équivalence moitié-moitié de Spearman-Brown calculé à partir des scores totaux des dimensions 6. Coefficient alpha de Cronbach calculé à partir des scores totaux des dimensions 7. Analyse factorielle en composante principale sur les scores totaux des dimensions 8. Coefficient alpha de Cronbach de l'échelle dont on a retiré une dimension 9. Corrélation entre chacun des items et le score de l'échelle totale 10. Corrélation entre les scores totaux des dimensions et l'échelle totale
B. Homogénéité de chaque dimension	1. Coefficient d'équivalence moitié-moitié de Spearman-Brown calculé à partir des items de la dimension 2. Coefficient Alpha de Cronbach calculé à partir des items de la dimension 3. Analyse factorielle en composante principale opérée sur les items de la dimension 4. Coefficients alpha de la dimension dont on a retiré un item. 5. Corrélation entre chacun des items et le score total de leur dimension 6. Corrélation entre les items d'une dimension et les items et le score total des autres dimensions
et (exclusivité des items)	(Ces analyses sont opérées sur les données de l'échelle du MRAE de la première et de la deuxième entrevues et sur celle de l'échelle du PGC)

TABLEAU 4 (suite)

Hypothèses	Tests statistiques utilisés
2. Stabilité de l'échelle du MRAE	
A. Stabilité des scores de l'échelle totale	1. Analyse de variance à mesures répétées opérée sur le score de l'échelle totale obtenu lors de la première entrevue et celui obtenu lors de la deuxième entrevue.
B. Stabilité des scores des dimensions	2. Analyse de variance à mesures répétées opérée sur les scores totaux de chaque dimension obtenus lors de la première entrevue et ceux obtenus lors de la deuxième entrevue.
C. Stabilité des scores des items	3. Analyse de variance à mesures répétées opérée sur les scores des items obtenus lors de la première entrevue et ceux obtenus lors de la deuxième entrevue.
3. Validité de concept	
A. Convergence de l'échelle du MRAE et celle du PGC	Corrélation r de Pearson entre le score total et le score des dimensions de l'échelle du MRAE et ceux de l'échelle PGC.
B. Association entre les scores des items de l'échelle du MRAE et ceux des items du questionnaire de validité de concept correspondants	Test Chi-carré et V de Cramer entre les scores des items de l'échelle du MRAE et ceux du questionnaire de validité de concept correspondants

CHAPITRE III
PRESENTATION DES RESULTATS

Dans ce chapitre, nous présentons les résultats obtenus aux tests d'homogénéité, de stabilité et de validité de concept. Les résultats de l'analyse de régression visant à identifier les déterminants du moral compléteront l'analyse des données ainsi que ceux des analyses descriptives tels que les moyennes, les écarts-types et la capacité de discrimination des items.

1. HOMOGENEITE

Les résultats concernant l'homogénéité sont présentés selon l'ordre suivant: a) les coefficients alpha de Cronbach et les coefficients d'équivalence moitié-moitié corrigée selon la formule statistique Spearman-Brown; b) les résultats de l'analyse factorielle; et c) ceux de la matrice d'intercorrélation. Ces résultats apparaîtront en considérant l'échelle totale puis, les scores totaux des dimensions et finalement, chacune des dimensions. En premier lieu, nous traiterons de l'échelle du MRAE et en deuxième lieu, de l'échelle du PGC de Morris et Sherwood (1975).

RESULTATS POUR L'ECHELLE DU MRAE

A- Coefficients alpha de Cronbach et d'équivalence moitié-moitié

Echelle totale du MRAE

Les coefficients alpha de Cronbach calculés à partir des dix-neuf items de l'échelle du MRAE sont respectivement de 0,852 et de 0,871 pour les scores obtenus à la première entrevue (temps 1) et pour ceux obtenus à la deuxième entrevue (temps 2). Les coefficients d'équivalence moitié-moitié corrigée selon la formule Spearman-Brown se chiffrent à 0,838 et à 0,881 selon le temps 1 ou le temps 2. Ces résultats apparaissent au tableau 5.

En retirant le score de l'un ou l'autre des dix-neuf items, les coefficients alpha varient entre 0,837 et 0,857 au temps 1 et entre 0,855 et 0,874 au temps 2. Seul le retrait de l'item deux au temps 1, augmente très légèrement la valeur du coefficient alpha, en passant de 0,852 à 0,857; au temps 2, l'item dix produit le même effet (0,871 à 0,874).

TABLEAU 5

COEFFICIENTS ALPHA DE CRONBACH ET D'EQUIVALENCE MOITIE-MOITIE

POUR L'ECHELLE TOTALE MRAE, TEMPS 1 ET 2

	TEMPS 1 N = 154				TEMPS 2 N = 142			
Items	Coefficients de corrélation item-total[a]	Coefficients d'équivalence moitié-moitié[b]	Coefficient alpha de Cronbach	Coefficients alpha de Cronbach si item enlevé	Coefficients de corrélation item-total[a]	Coefficient d'équivalence moitié-moitié[b]	Coefficient alpha de Cronbach	Coefficients alpha de Cronbach si item enlevé
1	0,631			0,837	0,603			0,860
2	0,134			0,857	0,359			0,869
3	0,378			0,848	0,518			0,863
4	0,277			0,852	0,406			0,867
5	0,412			0,847	0,471			0,865
6	0,417			0,847	0,530			0,863
7	0,459			0,845	0,606			0,860
8	0,382			0,848	0,478			0,865
9	0,572			0,840	0,724	0,881	0,871	0,855
10	0,413	0,838	0,852	0,847	0,193			0,874
11	0,576			0,840	0,585			0,860
12	0,578			0,840	0,595			0,860
13	0,434			0,846	0,284			0,871
14	0,506			0,843	0,460			0,865
15	0,328			0,851	0,351			0,870
16	0,432			0,846	0,418			0,867
17	0,400			0,847	0,341			0,870
18	0,531			0,842	0,567			0,861
19	0,572			0,840	0,542			0,862

[a] Corrélation entre le score de l'item et la sommation des scores des 18 autres items de l'échelle

[b] Selon la formule Spearman-Brown

Les scores totaux des dimensions de l'échelle du MRAE

Le coefficient alpha, calculé à partir des scores totaux des quatre dimensions, est de 0,856 au temps 1 et de 0,835 au temps 2. Les valeurs de ces coefficients n'augmentent pas même en retirant le score de l'une ou l'autre des quatre dimensions. Le coefficient de Spearman-Brown est de 0,876 et de 0,853, selon les temps 1 ou 2 (tableau 6).

Les dimensions de l'échelle du MRAE

Pour chacune des quatre dimensions, le coefficient alpha atteint respectivement 0,408, 0,684, 0,673 et 0,427 au temps 1 et 0,619, 0,683, 0,728 et 0,588 au temps 2.

La valeur des coefficients augmente si l'on retire: l'item deux à la dimension un, au temps 1 comme au temps 2; l'item trois à la dimension quatre, au temps 1; l'item dix à la dimension deux, au temps 2; et l'item treize à la dimension trois au temps 2. Parmi ces augmentations, une mérite d'être soulignée, celle produite en retirant l'item deux au temps 1; le coefficient alpha passe alors de 0,408 à 0,543 (tableau 7).

Quant aux coefficients de Spearman-Brown, calculés à partir des items composant la dimension, ils se chiffrent respectivement pour chacune des dimensions à 0,433, 0,712, 0,667 et 0,413 au temps 1 et à 0,674, 0,659, 0,682 et 0,570 au temps 2 (tableau 7).

De ces analyses, il ressort principalement que l'échelle totale possède une homogénéité de consistance interne élevée; par ailleurs, au niveau de chaque dimension, les coefficients alpha ou de Spearman-Brown sont moins élevés. Ces analyses montrent une consistance interne moins élevée pour les dimensions que pour l'échelle totale. Ces observations s'appliquent aux temps 1 et 2.

TABLEAU 6

COEFFICIENTS ALPHA DE CRONBACH ET D'EQUIVALENCE MOITIE-MOITIE

POUR LES SCORES TOTAUX DES DIMENSIONS, TEMPS 1 ET 2

	TEMPS 1 N = 154				TEMPS 2 N = 142			
Dimensions de l'échelle MRAE	Coefficients de corrélation Score total de la dimension et score total de l'échelle	Coefficient d'équivalence moitié-moitié[a]	Coefficient alpha de Cronbach	Coefficients alpha de Cronbach si dimension enlevée	Coefficients de corrélation Score total de la dimension et score total de l'échelle	Coefficient d'équivalence moitié-moitié[a]	Coefficient alpha de Cronbach	Coefficients alpha de Cronbach si dimension enlevée
1	0,660			0,838	0,668			0,795
2	0,782	0,876	0,856	0,780	0,741	0,853	0,835	0,755
3	0,719			0,822	0,647			0,812
4	0,711			0,821	0,651			0,800

[a] Selon la formule Spearman-Brown

TABLEAU 7

COEFFICIENTS ALPHA DE CRONBACH ET D'EQUIVALENCE MOITIE-MOITIE
POUR CHACUNE DES QUATRE DIMENSIONS, TEMPS 1 ET 2

		TEMPS 1 N = 154				TEMPS 2 N = 142			
Dimensions de l'échelle MRAE	Items	Coefficients de corrélation item-total[a]	Coefficients d'équivalence moitié-moitié[b]	Coefficients alpha de Cronbach	Coefficients alpha de la dimension si item enlevé	Coefficients de corrélation item-total[a]	Coefficients d'équivalence moitié-moitié[b]	Coefficients alpha de Cronbach	Coefficients alpha de la dimension si item enlevé
1	2	-0,013	0,433	0,408	0,543	0,262	0,674	0,619	0,634
	5	0,414			0,111	0,454			0,505
	8	0,167			0,402	0,437			0,519
	11	0,362			0,181	0,444			0,513
2	7	0,400	0,712	0,684	0,650	0,427	0,659	0,683	0,637
	9	0,468			0,620	0,568			0,573
	10	0,378			0,659	0,255			0,702
	14	0,374			0,663	0,429			0,637
	19	0,582			0,564	0,512			0,598
3	1	0,487	0,667	0,673	0,601	0,581	0,682	0,728	0,653
	4	0,333			0,656	0,444			0,695
	6	0,329			0,657	0,475			0,686
	12	0,578			0,571	0,645			0,634
	13	0,400			0,633	0,277			0,739
	16	0,307			0,664	0,365			0,718
4	3	0,158	0,413	0,427	0,438	0,452	0,570	0,588	0,450
	15	0,214			0,383	0,354			0,529
	17	0,301			0,295	0,325			0,550
	18	0,285			0,308	0,347			0,533

[a] Corrélation entre le score de l'item et la sommation des scores des autres items de la dimension

[b] Selon la formule Spearman-Brown.

B- Analyses factorielles

Echelle totale du MRAE

L'analyse factorielle en composante principale opérée sur l'ensemble des items de l'échelle du MRAE montre: 1) au temps 1, cinq facteurs significatifs (valeur propre $\geq$ 1,0) qui expliquent respectivement 28,5%, 8,8%, 7,2%, 6,3% et 5,4% de la variation des scores et 2) au temps 2, cinq facteurs significatifs (valeur propre $\geq$ 1,0) qui expliquent respectivement 31,4%, 7,7%, 7,2%, 6,6% et 5,3% de la variation des scores (tableau 8).

Pour les scores obtenus au temps 1, les coefficients factoriels des items varient entre 0,176 et 0,703 pour le premier facteur, entre 0,011 et 0,544 pour le deuxième facteur, entre 0,023 et 0,706 pour le troisième facteur, entre 0,027 et 0,539 pour le quatrième facteur et, enfin, entre 0,058 et 0,496 pour le cinquième facteur. Notons que pour le premier facteur, tous les coefficients factoriels sont positifs alors que les quatre autres présentent parfois des coefficients factoriels négatifs (tableau 9).

De plus, le premier facteur explique la plus grande partie de la variation des scores de chaque item au temps 1, exception faite des scores des items deux, trois, quatre, treize et quinze. En effet, la variation des scores des items quatre, treize et quinze est principalement expliquée par le deuxième facteur (-0,510; 0,544; -0,444). Cependant, dans le cas des items treize et quinze, la valeur de leur variation respective telle qu'expliquée par le premier facteur, soit 0,496 et 0,412, est presqu'aussi importante que celle expliquée par le deuxième facteur, soit respectivement 0,544 et 0,444. La variation des scores de l'item trois est expliquée par le quatrième facteur (0,539) et celle de l'item deux par le troisième facteur (0,706). De plus, la variation de l'item six est à toute fin pratique également expliquée par le premier facteur (0,491) et le quatrième (0,499). Notons que seul le coefficient factoriel de l'item deux n'est pas significatif pour le premier facteur (critère $\frac{1}{\sqrt{19}}$ = 0,229) et que les items quatre et quinze entretiennent une relation négative avec leur principal facteur explicatif, c'est-à-dire le deuxième facteur.

TABLEAU 8

ANALYSE FACTORIELLE EN COMPOSANTE PRINCIPALE DU MRAE, TEMPS 1 ET 2

	TEMPS 1 N = 154		TEMPS 2 N = 142	
Facteurs	Valeur propre	% variation expliquée	Valeur propre	% variation expliquée
Facteur 1	5,420	28,5 %	5,968	31,4 %
Facteur 2	1,671	8,8 %	1,467	7,7 %
Facteur 3	1,374	7,2 %	1,376	7,2 %
Facteur 4	1,190	6,3 %	1,246	6,6 %
Facteur 5	1,026	5,4 %	1,002	5,3 %
Cinq premiers facteurs	-	56,2 %	-	58,2 %

Pour les scores obtenus au temps 2, les coefficients factoriels des items varient entre 0,236 et 0,784 pour le premier facteur, entre 0,018 et 0,507 pour le deuxième facteur, entre 0,017 et 0,512 pour le troisième facteur, entre 0,011 et 0,520 pour le quatrième facteur, et entre 0,014 et 0,601 pour le cinquième facteur. Pour le premier facteur, tous les coefficients factoriels des items sont significatifs et positifs alors que les quatre autres facteurs présentent aussi des coefficients négatifs (tableau 9).

Le premier facteur explique la plus grande part de la variation des scores des items sauf celle des items deux, dix, treize et seize. En effet, la variation des scores de l'item treize est principalement expliquée par le deuxième facteur (0,507), celle de l'item deux par le troisième facteur (0,452), quoique le premier facteur explique 0,421 de la variation, celle de l'item seize par le cinquième facteur (0,601). La variation des scores de l'item dix est principalement expliquée à la fois de façon positive par le deuxième facteur (0,514) et de façon négative, par le quatrième facteur (-0,520).

En comparant les résultats du temps 1 et du temps 2, il ressort que: 1) les items dont la variation n'est pas expliquée principalement par le premier facteur ne sont pas spécifiques à une dimension; 2) au temps 1, il y a cinq items dont la variation n'est pas expliquée principalement par le premier facteur et au temps 2, il y en a quatre; 3) pour deux items seulement (deux et treize), la variation est principalement expliquée par un autre facteur que le premier, au temps 1 comme au temps 2.

Les scores totaux des dimensions de l'échelle du MRAE

L'analyse factorielle opérée à partir du score total de chacune des quatre dimensions montre, au temps 1, un seul facteur significatif (valeur propre = 2,783) expliquant 69,6% de la variation des scores et, au temps 2, un facteur significatif (valeur propre = 2,713) expliquant 67,8% de la variation des scores. Ces résultats apparaissent au tableau 10 ainsi que les coefficients factoriels de chaque dimension. Selon ce tableau, les coefficients factoriels obtenus pour le premier facteur varient entre 0,793 et 0,865 au temps 1, et entre 0,797 et 0,869, au temps 2.

TABLEAU 9

COEFFICIENTS FACTORIELS DE CHAQUE ITEM DU MRAE
POUR CHACUN DES FACTEURS SIGNIFICATIFS, TEMPS 1 ET 2

	TEMPS 1 N = 154					TEMPS 2 N = 142				
Items	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3	Facteur 4	Facteur 5	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3	Facteur 4	Facteur 5
1	*0,703	-0,066	0,198	0,133	0,077	*0,689	-0,207	0,228	-0,279	0,014
2	0,176	0,280	*0,706	0,097	0,144	0,421	-0,216	*0,452	0,249	0,350
3	0,452	0,011	0,164	*0,539	0,132	*0,590	-0,069	0,350	0,011	-0,346
4	0,343	*-0,510	-0,138	-0,343	0,451	*0,488	-0,382	-0,307	-0,088	-0,339
5	*0,485	0,248	-0,239	0,402	-0,328	*0,539	0,179	-0,351	0,442	0,092
6	0,491	0,028	-0,056	*0,499	0,119	*0,616	-0,129	0,220	-0,313	-0,140
7	*0,542	0,188	-0,168	-0,114	-0,160	*0,685	-0,174	-0,097	-0,117	0,047
8	*0,463	-0,432	-0,347	0,142	0,058	*0,550	0,179	0,189	0,453	-0,140
9	*0,649	-0,271	0,368	0,071	-0,198	*0,784	0,018	0,029	0,015	0,142
10	*0,488	-0,397	0,112	-0,120	0,227	0,236	0,514	0,017	*-0,520	0,164
11	*0,658	0,245	-0,237	-0,027	-0,171	*0,649	0,190	-0,277	-0,050	0,162
12	*0,641	0,161	0,035	-0,103	0,496	*0,674	-0,337	0,089	-0,131	-0,083
13	0,496	*0,544	-0,023	0,090	-0,076	0,350	*0,507	-0,240	0,311	0,052
14	*0,589	0,171	-0,333	-0,153	-0,096	*0,521	0,255	-0,512	0,122	-0,074
15	0,412	*-0,444	-0,234	0,063	0,359	*0,404	0,392	0,356	0,134	-0,294
16	*0,516	-0,036	0,455	-0,259	-0,246	0,499	-0,132	0,025	-0,061	*0,601
17	*0,485	-0,322	0,024	-0,231	-0,114	*0,391	0,345	0,304	0,321	0,088
18	*0,617	0,115	0,032	-0,269	-0,125	*0,639	0,137	-0,194	-0,052	-0,217
19	*0,665	-0,295	-0,027	-0,227	-0,172	*0,612	0,267	-0,153	-0,238	0,064

* Coefficient factoriel le plus élevé pour l'item

Les dimensions de l'échelle du MRAE

Au temps 1, l'analyse factorielle opérée sur chacune des dimensions montre: 1) deux facteurs significatifs (valeur propre $\geqslant 1,0$) pour la première dimension, expliquant respectivement 39,4% et 27,4% de la variation des scores; 2) un seul facteur significatif pour la deuxième dimension, contribuant à 44,6% de la variation des scores; 3) deux facteurs significatifs pour la troisième dimension, expliquant respectivement 38,8% et 16,7% de la variation; et 4) un seul facteur significatif pour la quatrième dimension contribuant à 37,3% de la variation des scores (tableau 11).

L'analyse factorielle, au temps 2, montre un seul facteur significatif pour les dimensions un, deux et quatre, expliquant respectivement 45,9%, 44,7% et 44,8% de la variation des scores alors que la troisième dimension présente deux facteurs significatifs expliquant 43,4% et 17,4% de la variation. On remarque que seule la structure factorielle de la dimension un diffère selon le temps, les autres dimensions présentant une structure au temps 1 relativement similaire à celle au temps 2 (tableau 11).

L'examen comparatif des coefficients factoriels (tableau 12) de chacun des items, au temps 1 par rapport au temps 2, indique que la variation des scores de l'item deux est principalement expliquée par le deuxième facteur au temps 1 et au temps 2 (0,897, 0,820), contrairement aux autres items de la dimension un. Cet examen met aussi en évidence l'instabilité des items dix et treize dont la variation est principalement expliquée par le premier facteur au temps 1 (0,604, 0,610) et par le deuxième au temps 2 (0,830, 0,786). De plus, l'item dix présente une relation négative avec le deuxième facteur au temps 1 (-0,598) et une relation positive avec le même facteur au temps 2 (0,830). Pour leur part, les variations des scores de l'item trois et de l'item quatre réagissent inversement à celles des deux items précédents, c'est-à-dire qu'elles sont expliquées principalement par le deuxième facteur au temps 1 (0,794, 0,611) et par le premier facteur au temps 2 (0,756 et 0,629).

De tous les résultats des différentes analyses factorielles, une donnée constante se dégage: la majorité des coefficients factoriels des items convergent vers le premier facteur. Ce premier facteur explique, rappelons-le, 28,5% de la variation des scores au temps 1 et 31,4%, au temps 2.

TABLEAU 10

COEFFICIENTS FACTORIELS DE CHAQUE DIMENSION DU MRAE
POUR LE PREMIER FACTEUR, TEMPS 1 ET 2

	Facteur 1	
MRAE	Temps 1	Temps 2
Dimension 1	0,793	0,825
Dimension 2	0,865	0,869
Dimension 3	0,848	0,802
Dimension 4	0,829	0,797
	Valeur propre: 2,783	Valeur propre: 2,713
	Variation expliquée: 69,6%	Variation expliquée: 67,8%

TABLEAU 11

ANALYSE FACTORIELLE EN COMPOSANTE PRINCIPALE POUR CHAQUE DIMENSION DU MRAE, TEMPS 1 ET 2

MRAE	TEMPS 1 N = 154				TEMPS 2 N = 142			
	Facteur 1		Facteur 2		Facteur 1		Facteur 2	
	Valeur propre	% variation expliquée	Valeur propre	% variation expliquée	Valeur propre	% variation expliquée	Valeur propre	% variation expliquée
Dimension 1	1,58	39,4%	1,09	27,4%	1,84	45,9%	-	
Dimension 2	2,23	44,6%	-		2,23	44,7%	-	
Dimension 3	2,32	38,8%	1,00	16,7%	2,61	43,4%	1,05	17,4%
Dimension 4	1,49	37,3%	-		1,79	44,8%	-	

- : facteur non significatif Valeur propre < 1,0

TABLEAU 12

COEFFICIENTS FACTORIELS DES ITEMS DE CHAQUE DIMENSION DU MRAE POUR LES DEUX PREMIERS FACTEURS, TEMPS 1 ET 2

Dimension	Items	TEMPS 1 N = 154		TEMPS 2 N = 142	
		Facteur 1	Facteur 2	Facteur 1	Facteur 2
1	Item 2	0,004	*0,897	0,490	*(0,820)
	Item 5	*0,798	0,170	*0,742	(-0,377)
	Item 8	*0,598	-0,475	*0,717	(0,124)
	Item 11	*0,763	0,189	*0,730	(-0,290)
2	Item 7	*0,617	(0,561)	*0,670	(-0,401)
	Item 9	*0,706	(-0,177)	*0,789	(-0,211)
	Item 10	*0,604	(-0,598)	0,433	*(0,830)
	Item 14	*0,591	(0,380)	*0,662	(-0,070)
	Item 19	*0,797	(-0,106)	*0,732	(0,166)
3	Item 1	*0,696	-0,458	*0,778	-0,330
	Item 4	0,550	*0,611	*0,629	0,355
	Item 6	*0,543	-0,532	*0,687	-0,408
	Item 12	*0,777	0,152	*0,801	0,074
	Item 13	*0,610	0,324	0,422	*0,786
	Item 16	*0,517	-0,085	*0,551	-0,142
4	Item 3	0,439	*(0,794)	*0,756	(-0,146)
	Item 15	*0,575	(-0,467)	*0,659	(0,503)
	Item 17	*0,711	(-0,286)	*0,616	(0,338
	Item 18	*0,680	(0,182)	0,638	*(-0,672)

( ) Facteur non significatif pour l'ensemble de la dimension, valeur propre < 1,0

* Coefficient factoriel le plus élevé pour l'item

C- Matrice d'intercorrélation

Echelle totale du MRAE

Les coefficients de corrélation r de Pearson calculés entre chacun des scores des quatre dimensions et le score total de l'échelle du MRAE sont respectivement 0,777, 0,870, 0,870 et 0,811 ($p \leqslant 0,001$) pour les scores obtenus au temps 1 (tableau 13) et de 0,803, 0,870, 0,836 et 0,777 ($p \leqslant 0,001$) pour ceux obtenus au temps 2 (tableau 14).

En ce qui a trait aux coefficients calculés entre chacun des items et le score total de l'échelle du MRAE, ils sont tous supérieurs à 0,40, $p \leqslant 0,001$, sauf ceux des items deux et quatre (respectivement, $r = 0,222$, $p \leqslant 0,005$ et $r = 0,369$, $p \leqslant 0,001$) pour le temps 1 (tableau 13), et ceux des items dix et treize (respectivement, $r = 0,275$ et $r = 0,364$, $p \leqslant 0,001$) pour le temps 2 (tableau 14).

Les scores totaux des dimensions de l'échelle du MRAE

Entre les scores totaux des quatre dimensions, les coefficients de Pearson varient entre 0,503 et 0,660 ($p \leqslant 0,001$) au temps 1. Au temps 2, les coefficients r atteignent une valeur un peu moins élevée, variant de 0,493 à 0,629 ($p \leqslant 0,001$). Les coefficients de corrélation entre les dimensions sont donc moins élevés que ceux entre les dimensions et l'échelle totale (tableaux 13 et 14).

Nous remarquons aussi que les corrélations des items avec leur propre dimension présentent des coefficients plus élevés qu'avec ceux de l'échelle totale, exception faite de l'item un au temps 1 (0,684 vs 0,690) et des items sept et neuf (0,654 vs 0,665, 0,756 vs 0,769), au temps 2.

Les dimensions de l'échelle du MRAE

L'examen de la matrice d'intercorrélation au temps 1 ne montre aucune corrélation ayant un coefficient r de Pearson égal ou supérieur à 0,50 entre les items appartenant à une même dimension. Pour ce qui est des coefficients de corrélation entre chacun des items et le score total de la dimension à laquelle il appartient, ceux-ci varient entre 0,359 et 0,772; un seul item présente un coefficient inférieur à 0,50, soit l'item deux (0,359). De plus, les corrélations entre chaque item et chacun des dix-huit autres présentent

aussi des coefficients r de Pearson inférieurs à 0,50, sauf en ce qui a trait à la corrélation entre les items onze et quatorze dont le r se chiffre à 0,507 (tableau 13).

Au temps 2, l'examen de la matrice d'intercorrélation ne révèle que deux corrélations entre les items d'une même dimension, ayant un coefficient r de Pearson supérieur à 0,50, soit la corrélation entre l'item un et l'item six (0,545) et entre l'item un et l'item douze (0,531). Par ailleurs, les coefficients de corrélation entre chacun des items et le score total de la dimension à laquelle il appartient varient entre 0,497 et 0,780; les valeurs de ces coefficients sont plus élevées que celles obtenues au temps 1. Une seule corrélation inter-items présente un coefficient r de Pearson supérieur à 0,50, soit la corrélation entre les items un et neuf (0,512) (tableau 14).

En résumé, les principaux points à retenir de la matrice d'intercorrélation sont les suivants: 1) les coefficients r de Pearson entre chacun des items et le score total de l'échelle sont élevés; 2) ceux entre les items d'une même dimension sont faibles; 3) ceux entre chacun des items de l'échelle sont faibles; et 4) ceux entre les items et le score de leur propre dimension sont les plus élevés. Au niveau des dimensions, les coefficients entre chaque dimension et le score total à l'échelle du MRAE atteignent des valeurs plus élevées que celles notées pour les coefficients entre les dimensions. Ces tendances s'observent aussi au temps 2.

RESULTATS POUR L'ECHELLE DU PGC DE MORRIS ET SHERWOOD (1975)

A- Coefficients de Cronbach et d'équivalence moitié-moitié

Echelle totale du PGC

Les coefficients alpha de Cronbach calculés à partir du score des quinze items de l'échelle du PGC se chiffrent à 0,790. Seul le retrait de l'item quatorze contribuerait à augmenter très légèrement la valeur de l'alpha (0,798). Le coefficient de corrélation moitié-moitié de Spearman-Brown se chiffre à 0,731 (tableau 15).

TABLEAU 13

Matrice des inter-corrélations des scores des items, dimensions et échelle totale MRAE Temps 1 (r de Pearson)

		Dimension 1: Reconnaissance sociale					Dimension 2: Anticipation de l'avenir						Dimension 3: Etat affectif ("mood")								Dimension 4: Intérêt dans les personne et les choses				
		item2	item5	item8	item11	Dim1	item7	item9	item10	item14	item19	Dim2	item1	item4	item6	item12	item13	item16	Dim3	item3	item15	item17	item18	Dim4
Dimension 1	item2	1,000*																							
	item5	—	1,000*																						
	item8	-0,138	0,250*	1,000																					
	item11	—	0,408*	0,191	1,000*																				
	Dim 1	0,359*	0,740*	0,567*	0,705*	1,000*																			
Dimension 2	item7	—	0,286*	0,157	0,347*	0,340*	1,000*																		
	item9	0,225	0,216	0,288*	0,303*	0,430*	0,315*	1,000*																	
	item10	—	—	0,281*	0,200	0,275*	0,155	0,295*	1,000*																
	item14	—	0,319*	0,294*	0,507*	0,482*	0,280*	0,197	0,233	1,000*															
	item19	—	0,169	0,331*	0,382*	0,372*	0,347*	0,475*	0,377*	0,342*	1,000*														
	Dim 2	—	0,336*	0,405*	0,532*	0,577*	0,642*	0,691*	0,580*	0,632*	0,772*	1,000*													
Dimension 3	item1	0,231	0,279*	0,238*	0,370*	0,468*	0,313*	0,524*	0,294*	0,346*	0,407*	0,570*	1,000*												
	item4	—	—	—	0,220	0,173	0,279*	—	—	0,287*	—	0,237	0,169	1,000*												
	item6	—	0,275*	0,211	0,247*	0,339*	0,250*	0,263*	0,136	0,185	0,279*	0,339*	0,397*	—	1,000*										
	item12	0,177	0,212	0,224	0,389*	0,420*	0,274*	0,257*	0,317*	0,307*	0,320*	0,441*	0,398*	0,397*	0,278*	1,000*									
	item13	0,211	0,386*	—	0,437*	0,452*	0,265*	0,157	—	0,295*	0,202	0,301*	0,229	0,290*	0,207	0,355*	1,000*								
	item16	0,208	0,159	0,153	0,267*	0,326*	0,206	0,448*	0,276*	0,209	0,365*	0,452*	0,319*	—	—	0,322*	0,196	1,000*							
	Dim 3	0,260*	0,374*	0,246*	0,520*	0,587*	0,429*	0,460*	0,307*	0,440*	0,456*	0,634*	0,684*	0,566*	0,562*	0,739*	0,606*	0,546*	1,000*						
Dimension 4	item3	—	0,220	0,220	0,204	0,307*	0,148	0,337*	0,257*	0,182	0,166	0,323*	0,304*	—	0,355*	0,278*	0,247*	0,211	0,398*	1,000*					
	item15	—	—	0,373*	0,245*	0,306*	0,147	0,286*	0,268*	0,145	0,281*	0,335*	0,330*	—	0,146	0,317*	—	—	0,233	—	1,000*				
	item17	—	—	0,237	0,202	0,246*	0,151	0,324*	0,328*	0,237	0,418*	0,435*	0,265*	—	0,207	0,229*	0,191	0,245*	0,321*	—	0,228	1,000*			
	item18	—	0,197	0,207	0,368*	0,360*	0,367*	0,385*	0,197	0,352*	0,367*	0,509*	0,424*	0,269*	0,231	0,346*	0,277*	0,324*	0,506*	0,163	—	0,266*	1,000*		
	Dim 4	—	0,275*	0,427*	0,420*	0,503*	0,335*	0,549*	0,432*	0,378*	0,506*	0,660*	0,546*	0,163	0,387*	0,483*	0,311*	0,332*	0,601*	0,548*	0,594*	0,643*	0,643*	1,000*	
Total	MRAE	0,222	0,498*	0,470*	0,644*	0,777*	0,538*	0,639*	0,480*	0,583*	0,641*	0,870*	0,690*	0,369*	0,498*	0,640*	0,510*	0,513*	0,870*	0,465*	0,419*	0,482*	0,602*	0,811*	

N = 154

$p < 0,05$

* $p < 0,001$

\- non significatif $p > 0,05$

TABLEAU 14

Matrice des inter-corrélations des scores des items, dimensions, et échelle totale MRAE Temps 2 (r de Pearson)

		Dimension 1: Reconnaissance sociale					Dimension 2: Anticipation de l'avenir						Dimension 3: Etat affectif ("mood")							Dimension 4: Intérêt dans les personnes et les choses				
		item2	item5	item8	item11	Dim1	item7	item9	item10	item14	item19	Dim2	item1	item4	item6	item12	item13	item16	Dim3	item3	item15	item17	item18	Dim4
Dimension 1	item2	1,000*																						
	item5	0,157	0,1000*																					
	item8	0,240	0,370*	1,000*																				
	item11	0,202	0,410*	0,317*	1,000*																			
	Dim 1	0,535*	0,734*	0,715*	0,728*	1,000*																		
Dimension 2	item7	0,222	0,331*	0,287*	0,453*	0,481*	1,000*																	
	item9	0,311*	0,395*	0,469*	0,484*	0,612*	0,498*	1,000*																
	item10	—	—	—	0,264*	0,099*	—	0,204	1,000															
	item14	—	0,444*	0,193	0,393*	0,415*	0,261*	0,362*	0,144	1,000*														
	item19	0,160	0,284*	0,245	0,492*	0,442*	0,281*	0,426*	0,263*	0,399*	1,000*													
	Dim 2	0,232	0,443*	0,368*	0,633*	0,627*	0,654*	0,756*	0,497*	0,670*	0,727*	1,000*												
Dimension 3	item1	0,382*	0,197	0,283*	0,351*	0,436*	0,456*	0,512*	—	0,232	0,362*	0,514*	1,000*											
	item4	—	0,240	0,156	0,293*	0,278*	0,396*	0,295*	—	0,240	0,225	0,352*	0,325*	1,000*										
	item6	0,275*	0,218	0,176	0,289*	0,347*	0,421*	0,448*	—	0,198	0,346*	0,463*	0,545*	0,307*	1,000*									
	item12	0,236	0,186	0,330*	0,319*	0,392*	0,424*	0,470*	—	0,208	0,389*	0,474*	0,531*	0,427*	0,398*	1,000*								
	item13	0,300*	0,170	—	0,207	0,279*	0,228	0,266*	—	0,250*	—	0,229	—	0,299*	—	0,316*	1,000*							
	item16	0,210	0,261*	0,171	0,254*	0,328*	0,381*	0,445*	—	0,171	0,262*	0,411*	0,340*	0,141*	0,241	0,375*	0,153	1,000*						
	Dim 3	0,368*	0,327*	0,314*	0,440*	0,528*	0,593*	0,625*	—	0,332*	0,428*	0,629*	0,741*	0,643*	0,661*	0,780*	0,490*	0,583*	1,000*					
Dimension 4	item3	0,271*	0,180	0,346*	0,244	0,377*	0,344*	0,407*	—	0,157	0,286*	0,395*	0,384*	0,237	0,399*	0,429*	0,211	0,182	0,472*	1,000*				
	item15	0,188	0,162	0,320*	0,211	0,322*	0,164	0,294*	0,181	0,236	0,206	0,327*	0,228	—	0,234	0,173	—	—	0,201	0,338*	1,000*			
	item17	0,236	0,263*	0,333*	0,183	0,370*	0,175	0,249*	—	—	0,208	0,271*	0,140	—	0,177	0,189	—	0,196	0,203	0,242	0,246	1,000*		
	item18	—	0,356*	0,345*	0,325*	0,426*	0,453*	0,442*	0,196	0,423*	0,382*	0,577*	0,385*	0,263*	0,349*	0,359*	0,172	0,209	0,446*	0,354*	0,177	0,219	1,000*	
	Dim 4	0,298*	0,358*	0,502*	0,360*	0,558*	0,423*	0,520*	0,229	0,355*	0,404*	0,586*	0,425*	0,240	0,433*	0,429*	0,142	0,248*	0,493*	0,723*	0,665*	0,636*	0,651*	1,000*
Total	MRAE	0,428*	0,548*	0,552*	0,650*	0,803*	0,665*	0,769*	0,275*	0,539*	0,612*	0,870*	0,663*	0,485*	0,596*	0,653*	0,364*	0,497*	0,836*	0,588*	0,437*	0,425*	0,631*	0,777*

$p < 0,05$

* $p < 0,001$

\- non-significatif $p > 0,05$

N = 142

Sous-échelles du PGC

Les coefficients alpha et de Spearman-Brown calculés à partir des items de la sous-échelle "Tranquility" se chiffrent respectivement à 0,761 et à 0,699 alors que ceux calculés à partir des items de la sous-échelle "Satisfaction with life progression" sont respectivement de 0,613 et de 0,534. Le retrait d'aucun item ne contribuerait à accroître sensiblement la valeur du coefficient alpha de la première sous-échelle comme de la deuxième (tableau 16).

B- Analyses factorielles

Echelle totale du PGC

L'analyse factorielle en composante principale opérée sur l'ensemble des items met en évidence cinq facteurs significatifs (valeur propre >1) qui expliquent respectivement 26,5%, 10,2%, 8,3%, 6,9% de la variation des scores (tableau 17).

Les coefficients factoriels des items varient entre 0,172 et 0,664 pour le premier facteur, entre 0,010 et 0,584 pour le second facteur, entre 0,021 et 0,521 pour le troisième facteur, entre 0,025 et 0,427 pour le quatrième facteur et entre 0,006 et 0,551 pour le cinquième facteur. Tous les coefficients du premier facteur sont positifs alors que les coefficients factoriels des items pour les autres facteurs sont parfois positifs, parfois négatifs.

Il appert que le premier facteur explique la plus grande partie de la variation des scores de chaque item, exceptions faites des scores de l'item deux, six, huit et quatorze. En effet, la variation des scores de l'item deux est principalement expliquée par le troisième facteur (0,435), celle de l'item six, par le deuxième facteur (0,584), celle de l'item huit, par le troisième facteur (-0,521) et celle de l'item quatorze par le deuxième facteur (0,545). D'ailleurs, le coefficient factoriel de l'item quatorze au premier facteur (0,172) n'est pas significatif ($c = \frac{1}{\sqrt{15}} = 0,258$). (tableau 18).

Tout comme Morris et Sherwood (1975), nous avons effectué une analyse factorielle avec rotation VARIMAX. Cette analyse modifie sensiblement la structure interne de l'échelle. Ainsi, le premier facteur explique principalement la variation des scores des items trois, neuf, dix, treize et quinze,

TABLEAU 15

COEFFICIENTS ALPHA DE CRONBACH ET D'EQUIVALENCE MOITIE-MOITIE
POUR L'ECHELLE TOTALE PGC (MORRIS & SHERWOOD)

N = 154

Items	Coefficients de corrélation item-total[a]	Coefficient d'équivalence moitié-moitié[b]	Coefficient alpha de Cronbach	Coefficients alpha de Cronbach si item enlevé
1	0,397			0,778
2	0,333			0,784
3	0,534			0,767
4	0,464			0,773
5	0,448			0,774
6	0,323			0,784
7	0,541	0,731	0,790	0,766
8	0,275			0,787
9	0,393			0,779
10	0,247			0,788
11	0,490			0,770
12	0,445			0,774
13	0,407			0,777
14	0,146			0,798
15	0,487			0,771

[a] Corrélation entre le score de l'item et la sommation des scores de 14 autres items de l'échelle

[b] Selon la formule Spearman-Brown

TABLEAU 16

COEFFICIENTS ALPHA DE CRONBACH ET D'EQUIVALENCE MOITIE-MOITIE
POUR CHACUNE DES SOUS-ECHELLES DU PGC
(MORRIS & SHERWOOD)

Sous-échelle	Items	Coefficients de corrélation item-total[a]	Coefficient d'équivalence moitié-moitié	Coefficient alpha de Cronbach	Coefficients alpha de Cronbach si item enlevé de la sous-échelle
1 Tranquility	3	0,534			0,722
	7	0,494			0,729
	9	0,451			0,737
	10	0,292			0,761
	11	0,493	0,699	0,761	0,729
	12	0,386			0,748
	13	0,458			0,736
	15	0,545			0,720
2 Satisfaction with life progression	1	0,307			0,583
	2	0,313			0,581
	4	0,403			0,552
	5	0,345	0,534	0,613	0,570
	6	0,453			0,531
	8	0,264			0,595
	14	0,214			0,615

[a] Corrélation est calculée entre un item et la sommation des autres items de la sous-échelle

TABLEAU 17

ANALYSE FACTORIELLE EN COMPOSANTE PRINCIPALE
DU PGC (MORRIS & SHERWOOD)

Facteurs	Valeur propre	% variation expliquée
1	3,979	26,5%
2	1,53	10,2%
3	1,248	8,3%
5	1,029	6,9%
		51,9%

N = 154

TABLEAU 18

COEFFICIENTS FACTORIELS DE CHAQUE ITEM DU PGC (MORRIS & SHERWOOD)
POUR CHACUN DES CINQ FACTEURS SIGNIFICATIFS

Items	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3	Facteur 4	Facteur 5
1	*0,502	0,163	-0,021	-0,289	0,306
2	0,397	0,310	*0,435	0,427	-0,051
3	*0,662	-0,213	-0,138	0,186	-0,055
4	*0,574	0,168	-0,257	-0,025	-0,551
5	*0,573	0,015	0,035	-0,246	-0,542
6	0,383	*0,584	-0,321	0,126	-0,008
7	*0,664	0,010	-0,267	-0,151	0,209
8	0,350	0,400	-*0,521	0,047	0,328
9	*0,527	-0,341	-0,180	0,182	-0,047
10	*0,343	-0,329	-0,045	0,342	0,240
11	*0,615	-0,017	0,354	-0,392	0,064
12	*0,544	0,185	0,433	-0,331	0,211
13	*0,536	-0,375	0,080	0,162	-0,006
14	0,172	*0,545	0,390	0,403	-0,013
15	*0,614	-0,375	0,141	0,155	0,117

* Coefficient factoriel le plus élevé pour l'item

N = 154

TABLEAU 19

ANALYSE FACTORIELLE DE CHACUNE DES SOUS-ECHELLES DU PGC
(MORRIS & SHERWOOD)

Sous-échelles	Facteur 1		Facteur 2		Facteur 3	
	Valeur propre	% variation	Valeur propre	% variation	Valeur propre	% variation
1. "Tranquility"	3,008	37,6%	1,128	14,1%	-	-
2. "Satisfaction with life"	2,155	30,8%	1,132	16,2%	1,055	15,1%

N = 154

* facteur non significatif, valeur propre < 1,0

le deuxième facteur, celle des items un, onze et douze, le troisième facteur, celle des items six, sept et huit, le quatrième facteur, celle des items quatre et cinq et enfin, le cinquième facteur, celle des items deux et quatorze (tableau 20).

Sous-échelles du PGC

L'analyse factorielle opérée sur les items de la sous-échelle "Tranquility" révèle deux facteurs significatifs expliquant respectivement 37,6% et 14,1% de la variation des scores. L'analyse factorielle opérée sur les items de la sous-échelle "Satisfaction with life progression" montre trois facteurs significatifs exyliquant respectivement 30,8%, 16,2% et 15,1% de la variation des scores (tableau 19).

Le premier facteur explique la majeure partie de la variation des scores des items de la première sous-échelle sauf en ce qui a trait à la variation des scores des items dix et douze principalement expliquées par le troisième et le deuxième facteurs (0,690 et -0,667). On note de plus que le coefficient factoriel de l'item douze est négatif. Le même phénomène se reproduit pour la seconde sous-échelle, exceptions faites des items huit et quatorze. La variation des scores de l'item huit est principalement expliquée par le troisième facteur (-0,730) avec lequel il a une relation négative; celle de l'item quatorze, par le deuxième facteur (0,750), (tableau 21).

TABLEAU 20

COEFFICIENTS FACTORIELS DES ITEMS DU PGC
(MORRIS & SHERWOOD) AVEC ROTATION VARIMAX

Items	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3	Facteur 4	Facteur 5 ns
1	0,132	*0,553	0,363	0,030	-0,020
2	0,204	0,146	0,017	0,095	*0,745
3	*0,629	0,124	0,193	0,297	0,055
4	0,177	0,031	0,267	*0,785	0,088
5	0,154	0,292	-0,025	*0,757	0,032
6	-0,046	0,028	*0,672	0,260	0,291
7	0,393	0,391	*0,476	0,181	-0,117
8	0,078	0,064	*0,809	-0,015	0,003
9	*0,627	0,027	0,109	0,226	-0,067
10	*0,610	-0,012	0,071	-0,152	0,052
11	0,205	*0,750	-0,042	0,228	0,067
12	0,078	*0,778	0,045	0,068	0,231
13	*0,632	0,173	-0,070	0,153	0,044
14	-0,083	0,060	0,112	0,002	*0,786
15	*0,692	0,287	-0,042	0,073	0,079

* Coefficient factoriel le plus élevé pour l'item

N = 154

TABLEAU 21

COEFFICIENTS FACTORIELS DES ITEMS DE CHAQUE DIMENSION DU PGC
(MORRIS & SHERWOOD) POUR LES FACTEURS

Dimensions	Items	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3
"Tranquility"	3	*0,690	0,213	(-0,004)
	7	*0,648	-0,080	(0,325)
	9	*0,610	0,284	(-0,140)
	10	0,419	0,398	(*0,690)
	11	*0,644	-0,551	(-0,025)
	12	0,532	*-0,667	(0,109)
	13	*0,615	0,230	(-0,400)
	15	*0,700	0,190	(-0,296)
"Satisfaction with Life Progression"	1	*0,531	-0,203	0,024
	2	*0,495	0,491	0,375
	4	*0,651	-0,281	0,163
	5	*0,601	-0,454	0,442
	6	*0,688	0,067	-0,380
	8	0,485	-0,001	*-0,730
	14	0,367	*0,750	0,122

N = 154

( ) Ce facteur n'est pas significatif

* Coefficient factoriel le plus élevé pour l'item

II- STABILITE DE L'ECHELLE DU MRAE

L'analyse de variance à mesures répétées entre les temps 1 et 2 ne révèle aucune différence significative pour le score total de l'échelle du MRAE ($F(1,135) = 1,39$, $p = 0,239$). Au niveau du score total de chaque dimension, ce même type d'analyse ne révèle aucune différence significative, exception faite de la dimension quatre. Si l'on examine les résultats pour chaque item, il y a une seule différence significative, à l'item 3, qui fait partie de la dimension quatre. Dans ces deux cas, la valeur de F atteint un seuil de signification de 0,03 (tableau 22).

De plus, les analyses de variance à mesures répétées opérées sur le score total de cette échelle, selon les trois types de centres, donnent les résultats suivants: pour le centre d'accueil: $F(1,157) = 0,13$, $p = 0,72$; pour les deux centres de soins généraux: $F(1,136) = 2,12$, $p = 0,15$; et pour le centre de soins prolongés, $F(1,140) = 0,10$, $p = 0,75$ (tableau 23).

Cependant, les sujets ne sont pas rencontrés au temps 2, par le même interviewer qu'au temps 1 (cf. méthodologie, p.20). Nous vérifions donc s'il existe des différences significatives entre les scores attribués par les interviewers. Au temps 1, les résultats indiquent ainsi une différence significative entre les scores des interviewers pour l'échantillon total ($F(2,133) = 11,16$, $p = 0,000$). Ce phénomène se reproduit pour les sujets du centre d'accueil ($F(1,156) = 6,15$, $p = 0,016$) et pour ceux des centres de soins généraux ($F(1,135) = 14,76$, $p = 0,000$). Au temps 2, il y a une différence significative entre les scores des interviewers pour le centre de soins prolongés ($F(1,39) = 4,13$, $p = 0,000$, tableau 24).

Devant ces résultats, nous effectuons l'analyse de variance à mesures répétées entre les temps 1 et 2, en divisant l'échantillon selon l'interviewer de la première entrevue et selon le type de centre. Le tableau 25 expose les résultats de ces analyses. Ces résultats révèlent une différence significative entre les scores de l'échelle du MRAE au temps 1 et les scores de cette échelle au temps 2 pour: 1) les sujets résidant en centre d'accueil, rencontrés par l'interviewer A au temps 1 et par l'interviewer B au temps 2 ($F(1,28) = 17,72$, $p = 0,0002$); 2) les sujets résidant en centre d'accueil, rencontrés par l'interviewer B au temps 1 et par l'interviewer A au temps 2 ($F(1,28) = 21,05$, $p = 0,001$) et 3) les sujets résidant en centres de soins généraux rencontrés

TABLEAU 22

ANALYSE DE VARIANCE A MESURES REPETEES ENTRE TEMPS 1 ET 2
POUR LE MRAE (N = 136)

MRAE	CARRE MOYEN VARIATION INTRA-SUJETS		dL	F	p
	INTER MESURES	RESIDUEL			
Echelle totale	42,88235	30,68235	1,135	1,39762	0,2392
Dim 1	1,77941	2,32756	1,135	0,76450	0,3835
Dim 2	6,48529	4,85566	1,135	1,33561	0,2498
Dim 3	1,19118	5,42821	1,135	0,21944	0,6402
Dim 4	14,13235	3,19161	1,135	4,42797	0,0372*
Item 1	0,52941	0,52200	1,135	1,01419	0,3157
2	0,23529	0,50937	1,135	0,46193	0,4979
3	2,88235	0,64532	1,135	4,46658	0,0364*
4	0,00368	0,61108	1,135	0,00602	0,9383
5	0,00368	0,61849	1,135	0,00594	0,9387
6	0,72059	0,40207	1,135	1,79220	0,1829
7	0,82721	0,58276	1,135	1,41946	0,2356
8	0,72059	0,69837	1,135	1,03182	0,3115
9	0	0,62963	1,135	0	1,0000
10	1,19118	0,50969	1,135	2,33704	0,1287
11	0,00368	0,55182	1,135	0,00666	0,9351
12	1,19118	0,47266	1,135	2,52017	0,1147
13	0,36765	0,39728	1,135	0,92542	0,3378
14	0,00368	0,60368	1,135	0,00609	0,9379
15	0,82721	0,64202	1,135	1,28844	0,2583
16	1,32721	0,69017	1,135	1,92302	0,1678
17	0,36765	0,62691	1,135	0,58645	0,4451
18	0,29779	0,48298	1,135	0,61658	0,4337
19	0,23529	0,59085	1,135	0,39823	0,5291

* $p \leq 0,05$

TABLEAU 23

ANALYSE DE VARIANCE A MESURES REPETEES ENTRE TEMPS 1 ET 2
POUR LE MRAE, SELON LES TYPES DE CENTRES (N =136)

CENTRES	MRAE TEMPS 1		MRAE TEMPS 2		ANALYSE DE VARIANCE			N
	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	F		p	
C.A.	40,40	8,91	40,71	9,70	0,13	(1,57)	0,7208	58
C.H.	37,73	10,24	39,65	10,00	2,12	(1,36)	0,1540	37
C.HSP	37,17	9,52	37,63	9,79	0,10	(1,40)	0,7506	41
TOTAL	38,70	9,51	39,49	9,82	1,40	(1,135)	0,2392	136

par l'interviewer B au temps 1 et par l'interviewer A au temps 2 ($F(1,16) = 21,16$, $p = 0,0003$, tableau 25). Dans cette dernière situation, l'inverse ne se produit pas, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de différence pour les sujets des centres de soins généraux rencontrés par l'interviewer A au temps 1 et par l'interviewer B au temps 2.

Devant ces résultats, nous poursuivons l'analyse pour évaluer si la différence observée entre les groupes selon l'interviewer dépend de la façon dont ce dernier interprète les réponses des sujets en les classant selon la cote "deux" (occasionnellement) plutôt que "un" (habituellement non) ou "trois" (habituellement oui). Nous créons donc un indice de la fréquence de la cote "deux". L'analyse de variance opérée sur cet indice et sur la variable "interviewer" montre une différence significative entre les interviewers, au temps 1 ($F(2,133) = 3,008$, $p = 0,0527$). Cependant, cette différence se situe entre l'interviewer B et l'interviewer C: $F(1,39) = 4,797$, $p = 0,0345$). Au temps 2, aucune différence significative n'est enregistrée entre les interviewers quel que soit le centre (tableau 26). Il faut noter que l'interviewer C n'a pas participé aux entrevues au temps 2; cependant, le groupe interviewé par C n'a pas fait l'objet de différence significative soit entre les temps ou entre les interviewers.

Nous vérifions ensuite si l'échelle du PGC administré au temps 1 est elle aussi sensible à la variable "interviewer". Dans l'affirmative, il serait permis d'entretenir l'hypothèse que les différences observées pourraient être attribuables aux sujets eux-mêmes. L'échelle du PGC étant dichotomique, on peut penser qu'elle est moins sensible à l'effet de l'interviewer. Pour l'échantillon total, l'analyse de variance nous indique une différence significative entre les interviewers: $F(2,132) = 4,20$, $p = 0,0170$). Cependant, cette différence n'apparaît pas lorsque l'on considère les sujets de chacun des trois centres: centre d'accueil, de soins généraux et de soins prolongés. (Tableau 27). Toutefois, lorsque l'on compare l'ensemble des groupes de sujets interviewés par A et par B (i.e. les sujets du centre d'accueil et de soins généraux), l'analyse de variance montre une différence significative entre les groupes de sujets interviewés par A et ceux interviewés par B: $F(1,93) = 6,518$, $p = 0,012$) (Tableau 27). Ce dernier résultat permet de

TABLEAU 24

ANALYSE DE VARIANCE SELON LES SCORES DES INTERVIEWERS POUR LE MRAE, AU TEMPS 1 ET AU TEMPS 2

TEMPS	CENTRES	Interviewer A			Interviewer B			Interviewer C			ANALYSE DE VARIANCE			N
		$\bar{x}$	s	N	$\bar{x}$	s	N	$\bar{x}$	s	N	F	dL	p	
1	CA	43,17	9,44	(29)	37,63	7,50	(29)			(0)	6,15	(1,56)	0,016*	58
	CH	42,80	9,62	(20)	31,76	7,48	(17)			(0)	14,76	(1,35)	0,0005*	37
	CHSP			0	34,67	9,40	(21)	39,80	9,15	(20)	3,14	(1,39)	0,084	41
	TOTAL	43,02	9,42	(49)	35,21	8,36	(67)	39,80	9,15	(20)	11,16	(2,133)	0,0000*	136
2	CA	42,10	9,63	(29)	39,10	9,72	(29)			(0)	1,28	(1,56)	0,277	58
	CH	38,76	9,56	(17)	40,40	10,55	(20)			(0)	0,241	(1,35)	0,627	37
	CHSP	34,71	10,74	(21)	40,70	9,79	(20)			(0)	4,13	(1,39)	0,048*	41
	TOTAL	38,94	10,32	(67)	40,03	9,35	(69)			(0)	0,42	(1,134)	0,520	136

* significatif

TABLEAU 25

ANALYSE DE VARIANCE A MESURES REPETEES ENTRE LES TEMPS 1 ET 2 POUR LE MRAE SELON LE TYPE DE CENTRE ET L'INTERVIEWER

INTERVIEWER TEMPS 1	INTERVIEWER TEMPS 2	CENTRE	MRAE TEMPS 1		MRAE TEMPS 2		COEFFICIENT R PEARSON ENTRE MRAE T1 ET T2	ANALYSE DE VARIANCE			N
			$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s		F	dL	p	
A	B	CA	43,17	9,44	39,31	9,72	0,867	17,72	(1,28)	0,0002*	29
A	B	CH	42,80	9,62	40,40	10,54	0,778	2,51	(1,19)	0,1294	20
C	B	CHSP	39,80	9,15	40,70	7,80	0,624	0,29	(1,19)	0,5952	20
B	A	CA	37,62	7,50	42,10	9,63	0,840	21,05	(1,28)	0,0001*	29
B	A	CH	31,76	7,48	38,76	9,56	0,755	21,16	(1,16)	0,0003*	17
B	A	CHSP	34,67	9,40	34,71	10,74	0,420	0,000	(1,20)	),9842	21

* significatif

TABLEAU 26

ANALYSE DE VARIANCE DE L'UTILISATION DE LA COTE "OCCASIONNELLEMENT" SELON LES INTERVIEWERS, POUR LE MRAE AUX TEMPS 1 ET 2

		Interviewer A			Interviewer B			Interviewer C			ANALYSE DE VARIANCE			N
		$\bar{x}$	s	N	$\bar{x}$	s	N	$\bar{x}$	s	N	F	dL	p	
T1	CA	0,86	1,03	29	1,17	1,14	29				1,192	(1,56)	0,2795	58
	CH	1,20	1,11	20	0,76	0,97	17				1,593	(1,35)	0,2153	37
	CHSP				1,19	1,44	21	0,40	0,75	20	4,797	(1,39)	0,0345*	41
	TOTAL	1,00	1,06	49	1,07	1,19	67	0,40	0,75	20	3,008	(2,133)	0,0527*	136
T2	CA	1,38	1,35	29	1,41	1,35	29				0,010	(1,56)	0,9228	58
	CH	1,18	0,81	17	1,70	1,69	20				1,363	(1,35)	0,2509	37
	CHSP	0,86	1,01	21	0,70	0,98	20				0,255	(1,39)	0,6168	41
	TOTAL	1,16	1,13	67	1,29	1,40	69				0,328	(1,135)	0,5678	136

* significatif

TABLEAU 27

ANALYSE DE VARIANCE SELON LES SCORES DES INTERVIEWERS POUR LE PGC (MORRIS & SHERWOOD)

		Interviewer A			Interviewer B			Interviewer C			ANALYSE DE VARIANCE			N
		$\bar{x}$	s	N	$\bar{x}$	s	N	$\bar{x}$	s	N	F	dL	p	
	CA	23,79	3,55	29	22,17	3,32	29				3,2174	(1,56)	0,0783	58
	CH	23,80	3,38	20	21,71	3,62	17				3,3052	(1,35)	0,0776	37
	CHSP				22,35	3,94	20	24,00	3,57	20	1,9282	(1,38)	0,1730	40
	TOTAL	23,80	3,45	49	22,11	3,57	66	24,00	3,57	20	4,2017	(2,132)	0,0170*	135
	CA & CH[a]	23,80	3,45	49	22,00	3,40	46				6,5175	(1,93)	0,0123*	95

[a] sujets interviewés par A et B
* significatif

penser qu'il peut effectivement y avoir une différence attribuable aux sujets eux-mêmes. En effet, les différences se situent aussi entre les interviewers A et B pour l'échelle du MRAE au Temps 1, pour les sujets du centre d'accueil et ceux des centres de soins généraux.

L'influence de l'occurence d'événements malheureux est aussi analysée. On demandait aux sujets s'ils avaient vécu des événements particulièrement malheureux au cours du dernier mois, après chaque administration de l'échelle du MRAE. Nous avons vérifié s'il existait une association entre les interviewers et l'occurence d'événements malheureux aux temps 1 et 2 et ce, pour chacun des types de centres. Une association significative pourrait expliquer l'instabilité des scores selon l'interviewer. Or, il appert qu'il n'y a pas d'association significative entre les interviewers et l'occurence d'événements ni au temps 1, ni au temps 2, quelque soit le type de centre. Les résultats du chi-carré présentés au tableau 28 en témoignent.

Nous avons aussi tenté, mais en vain, de trouver des différences significatives au niveau des caractéristiques socio-sanitaires entre le groupe interviewé par A ou C au temps 1 et B au temps 2 et le groupe interviewé par B au temps 1 et A au temps 2.

TABLEAU 28

TEST DU CHI-CARRE ENTRE LES INTERVIEWERS ET L'OCCURENCE D'EVENEMENT(S) MALHEUREUX, AUX TEMPS 1 ET 2

	Types de centre	Interviewer A (C)[a] f (non)	Interviewer A (C)[a] f (oui)	Interviewer B f (non)	Interviewer B f (oui)	x^2	dl	p	N
Temps 1	C.A.	18(31,0%)	11(19,0%)	22(37,9%)	7(12,1%)	1,289	(1)	0,256	58
	C.H.	15(40,5%)	5(13,5%)	12(32,4%)	5(13,5%)	0,091	(1)	0,769	37
	C.H.S.P.	18(43,9%)	2(4,9%)	19(46,3%)	2(4,9%)	0,003	(1)	0,959	41
	Total	51(37,5%)	18(13,2%)	53(39,0%)	14(10,3%)	0,509	(1)	0,476	136
Temps 2	C.A.	16(28,1%)	12(21,1%)	22(38,6%)	7(12,3%)	2,246	(1)	0,134	57
	C.H.	13(39,4%)	4(12,1%)	14(42,4%)	2(6,1%)	0,674	(1)	0,412	33
	C.H.S.P.	17(41,5%)	3(7,3%)	16(39,0%)	5(12,2%)	0,506	(1)	0,477	41
	Total	52(39,7%)	14(10,7%)	46(35,1%)	19(14,5%)	1,117	(1)	0,291	131

[a] Rappelons que: 1) l'interviewer C a remplacé l'interviewer A au CHSP au temps 1

2) au temps 2, l'interviewer A rencontrait les résidents interviewés au temps 1 par B et vice versa

III- VALIDITE DE CONCEPT

Nous présentons d'abord les résultats des corrélations entre l'échelle du MRAE et l'échelle critère choisie, celle du PGC de Morris et Sherwood (1975), et ensuite les résultats du test chi-carré et V de Cramer appliqués à l'échelle du MRAE et au questionnaire de validité de concept (QVC).

Corrélations entre les échelles du MRAE et du PGC

Les corrélations entre le score total de l'échelle du MRAE et le score total du PGC au temps 1, présentent un coefficient r de Pearson de 0,63, $p \leq 0,001$. Les corrélations entre la dimension "Tranquility" du PGC et chacune des quatre dimensions de l'échelle MRAE, produisent des coefficients r de Pearson de 0,43, 0,32, 0,59 et 0,27, $p \leq 0,001$. Les coefficients de corrélation de Pearson entre la dimension "Satisfaction with Life Progression" du PGC et chacune des quatre dimensions du MRAE sont respectivement 0,47, 0,51, 0,58, 0,40, $p \leq 0,001$. Les dimensions "Tranquility" et "Satisfaction with Life Progression" présentent des coefficients de corrélation de 0,50 et 0,60 ($p \leq 0,001$) avec le score total de l'échelle du MRAE. Les corrélations entre chacune des dimensions de l'échelle du MRAE et du score total de l'échelle du PGC produisent des coefficients r de Pearson de 0,51, 0,46, 0,68 et 0,38 ($p \leq 0,001$).

D'autre part, tous les coefficients, sauf un, entre les items de l'échelle du MRAE et ceux de l'échelle du PGC sont inférieurs à 0,48, $p \leq 0,05$ et 83,33% de ces coefficients sont non significatifs ($p \leq 0,05$) ou inférieurs à 0,35 (tableau 29).

L'échelle du MRAE et le questionnaire de validité de concept

Les items du questionnaire de validité de concept (QVC) présentent cinq catégories de réponses (cf. page 18). Pour les analyses du test du chi-carré et V de Cramer les catégories un et deux ont été regroupées en une seule ainsi que les catégories quatre et cinq. Ces deux analyses servent à établir s'il y a une association entre le score de: 1) l'item dix-neuf de l'échelle du MRAE et celui de la question un du QVC; 2) l'item dix-huit et la question deux; 3) l'item treize et la question trois; et 4) l'item huit et la question quatre.

TABLEAU 29

MATRICE D'INTERCORRELATIONS DES ITEMS, DIMENSIONS, ECHELLE TOTALE DU PGC (MORRIS & SHERWOOD) ET DU MRAE (r de Pearson)

MRAE \ PGC		Dimension 1 : Tranquility									Dimension 2 : Satisfaction with life progression								Echelle totale PGC
		Item 3	Item 7	Item 9	Item 10	Item 11	Item 12	Item 13	Item 15	Dim. 1	Item 1	Item 2	Item 4	Item 5	Item 6	Item 8	Item 14	Dim. 2	
Dimension 1	Item																		
Reconnais. sociale	2	-	-	-	-	-	0,15	-	-	-	-	-	-0,21	-	-	-	-	-	-
	5	0,19	0,41*	0,17	-	0,14	0,18	-	0,18	0,31*	-	0,19	0,33*	0,30*	0,29*	0,28*	0,14	0,41*	0,41*
	8	-	-	-	-	-	0,20	-	-	-	0,14	0,16	0,19	0,27*	0,19	0,14	-	0,29*	0,20
	11	0,32*	0,42*	0,40*	0,24	0,31*	0,33*	0,26*	0,32*	0,53*	0,30*	0,24	0,39*	0,43*	0,31*	0,15	-	0,48*	0,59*
	Dim. 1	0,25*	0,41*	0,26*	0,17	0,27*	0,36*	0,19	0,17	0,43*	0,21	0,25*	0,32*	0,40*	0,33*	0,23*	-	0,47*	0,51*
Dimension 2	Item																		
Anticip. de l'avenir	7	0,16	0,23	-	-	0,24	0,22	-	-	0,24*	0,16	0,16	0,28*	0,41*	0,24*	0,21	-	0,38*	0,35*
	9	-		0,15	-	-	0,26*	-	-	0,19	-	0,14	0,16	0,33*	0,22	-	-	0,28*	0,26*
	10	-	-		-	-	-	-	-	-	0,14	-	-	0,14	0,18	-	-	0,18	-
	14	0,28*	0,32*	-	-	0,20	0,25*	0,14	0,20	0,35*	0,14	0,27*	0,35*	0,44*	0,18	-	-	0,39*	0,43*
	19	0,19	0,15	0,30	-	0,21	0,18	0,14	-	0,22	0,15	0,22	0,33*	0,43*	0,30*	0,16	-	0,43*	0,36*
	Dim. 2	0,21	0,31 *	-	-	0,26*	0,32*	-	-	0,32*	0,19	0,26*	0,37*	0,54*	0,34*	0,19	-	0,51*	0,46*
Dimension 3	Item																		
Etat affectif	1	0,17	0,30*	0,22	-	0,16	0,24	-	0,16	0,31*	0,18	0,20	0,27*	0,39*	0,38*	-	-	0,41*	0,41*
	4	0,31*	0,27*	0,26*	0,19	0,35*	0,37*	0,36*	0,32*	0,50*	0,20	0,25*	0,22	0,32*	0,21	-	-	0,36*	0,51*
	6	0,16	0,23	0,25*	-	-	-	0,17	0,22	0,20	0,18	0,18	0,26*	0,33*	0,30*	0,21	-	0,39*	0,33*
	12	0,29*	0,32*	-	0,21	0,30*	0,37*	0,16	0,23	0,43*	0,23	0,21	0,26*	0,31*	0,27*	0,16	0,19	0,42*	0,49*
	13	0,35*	0,37*	0,21	0,23	0,35*	0,29*	0,32*	0,27*	0,51*	-	0,15	0,26*	0,36*	0,14	0,15	-	0,29*	0,47*
	16	0,14	0,17	0,29*	-	0,20	0,30*	-	-	0,25*	-	0,20	-	0,16	0,25*	-	0,16	0,28*	0,31*
	Dim. 3	0,38*	0,45*	0,18	0,25*	0,37*	0,44*	0,31*	0,35*	0,59*	0,26*	0,33*	0,37*	0,51*	0,42*	0,19	0,15	0,58*	0,68*
Dimension 4	Item																		
Intérêt aux personnes et aux choses	3	-	0,15*	0,33*	0,17	-	-	-	-	-	-	-	0,25*	0,33*	0,23	0,14	0,21	0,33*	0,24*
	15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,14	0,14	0,15	0,14	0,15	-	-	0,19	0,14
	17	-	-	-	-	0,17	0,21	-	-	0,13	-	-	0,14	0,20	-	-	-	0,15	0,17
	18	0,16	0,24	0,16	0,19	0,23	0,31*	0,20	0,18	0,34*	0,17	-	0,22	0,48*	-	-	-	0,30*	0,37*
	Dim. 4	-	0,25*	-	0,20	0,20	0,27*	0,14	-	0,27*	0,15	0,18	0,31*	0,47*	0,25*	-	0,15	0,40*	0,38*
Echelle totale	MRAE Score total	0,29*	0,43*	0,28*	0,20	0,34*	0,42*	0,23	0,22	0,50*	0,24*	0,31*	0,41*	0,58*	0,41*	0,19	0,14	0,60*	0,63*

$p \leq 0,05$

* $p \leq 0,001$

\- non significatif ou $p > 0,05$

N = 152

Pour ces quatre items, le test du chi-carré montre que: 1) une réponse cotée "bas moral" à l'item de l'échelle du MRAE est fortement associée à la réponse "nuit ou tendance à nuire à mon moral"; 2) une réponse "occasionnellement" est associée principalement à la réponse "aucun effet sur mon moral" et 3) une réponse cotée "moral élevé" est fortement associée à la réponse "améliore ou a tendance à améliorer mon moral"

Les valeurs des chi-carrés obtenues atteignent toutes un seuil de signification de $p \leq 0,0001$. Les valeurs V de Cramer sont respectivement de 0,530, 0,468, 0,568 et 0,543 (Tableau 30).

TABLEAU 30

RELATIONS ENTRE LES SCORES DES ITEMS DU MRAE (TEMPS 2) ET CEUX DE LA QUESTION DU QVC CORRESPONDANTE

Variables		Chi-carré	dl	V de Cramer	N
MRAE	QVC				
Item 19	Q.1	78,11*	4	0,530	139
Item 18	Q.2	57,85*	4	0,468	132
Item 13	Q.3	88,91*	4	0,568	138
Item 8	Q.4	81,88*	4	0,543	139

* $p \leq 0,0001$

ANALYSES COMPLEMENTAIRES

Les déterminants de l'échelle du MRAE

Nous avons aussi voulu connaître les déterminants de l'échelle du MRAE, parmi toutes les données recueillies pour chacun des résidents (les questions servant à recueillir ces informations apparaissent à l'annexe 2). Suite à une série d'analyses de régression multiple, six variables qui semblaient le mieux expliquer les scores obtenus à l'échelle du MRAE furent retenues. Ces variables sont l'âge, le degré de mobilité, la durée de séjour, la perception du moral du résident par l'infirmière, la perception de son état de santé par le résident et cette perception de son état de santé sur une base comparative. Certaines variables, telle la perception du moral du résident par le médecin traitant, n'ont pu être incluses dans l'équation de la régression, le nombre de données manquantes étant trop élevé.

Comme nous voulions connaître les meilleurs déterminants des scores de l'échelle du MRAE plutôt que de tester un modèle de prédiction, l'analyse de régression "forward inclusion" (Nie, 1975) s'avèrait la plus appropriée. Cette procédure permet d'inclure en premier lieu, la variable qui présente le coefficient de corrélation le plus élevé avec la variable dépendante, soit les scores obtenus à l'échelle du MRAE. Ensuite, cette procédure choisit parmi les autres variables, celle qui avec la première variable, permet la combinaison présentant le coefficient de corrélation le plus élevé avec la variable dépendante. Ce processus se poursuit jusqu'à ce que toutes les variables soient incluses dans l'équation ou qu'elles ne rencontrent plus le seuil de signification choisi.

L'analyse de régression "forward inclusion" opérée sur les six variables retenues révèle l'existence d'une relation significative entre l'ensemble de ces six variables et les scores obtenus à l'échelle du MRAE, au temps 1, $F\ (6,137) = 8,16$, $p \leq 0,001$. L'ensemble de ces six variables explique 26,3% de la variation de cette variable dépendante telle qu'indiquée par la valeur du R^2 corrigé (tableau 31).

TABLEAU 31

REGRESSION MULTIPLE POUR LE MRAE, temps 1

	r	Beta	R^2 corrigé	F
Perception comparative état de santé	0,363	0,182	0,125	21,50
Perception état de santé	0,358	0,239	0,173	16,01
Mobilité	0,283	0,166	0,203	13,15
Perception du moral par infirmière	0,292	0,179	0,244	11,24
Age	-0,002	-0,138	0,232	9,66
Durée de séjour	0,179	0,071	0,263	8,16

L'effet de chacune des six variables sur les scores de l'échelle du MRAE est indiqué par le coefficient Beta (tableau 31). Selon l'importance de leur contribution, les variables se distribuent de la façon suivante: "la perception de l'état de santé par le résident" présente le coefficient Beta le plus élevé" (Beta 0,239), suivie de la "perception comparative de son état de santé" (Beta 0,182), suivie de la "perception du moral du résident par l'infirmière" (Beta 0,179), du degré de mobilité (Beta 0,166), de "l'âge" (Beta-0,138) et de la "durée de séjour" (Beta 0,071). La matrice d'intercorrélation des variables incluses dans la régression multiple apparaît au tableau 34 de l'annexe 6. Les questions permettant de recueillir ces informations sont présentées à l'annexe 2.

Description des échelles MRAE et PGC

Le tableau 32 résume les principales caractéristiques descriptives des dimensions et de l'échelle totale du MRAE ainsi que celles du PGC. Un score élevé indique un niveau du moral élevé. La valeur centrale théorique de ces dimensions et du score total de ces échelles sont aussi indiquées dans ce tableau. Les moyennes se rapprochent toutes de cette valeur fictive. Ainsi, les moyennes réelles aux temps 1 et 2 pour le MRAE sont respectivement 38,34 et 39,45 alors que la valeur centrale théorique se situe à 38,00. De même, la moyenne du PGC se chiffre à 22,72, alors que la valeur centrale théorique est 22.

La distribution du score total de l'échelle du MRAE se rapproche beaucoup de celle de la courbe normale au temps 1, la valeur de l'asymétrie étant très faible, soit 0,075. Au temps 2, le score total se situe légèrement au-dessus de la moyenne comme l'indique la valeur de l'asymétrie, soit -0,256. La valeur de la médiane au temps 2 est donc sensiblement supérieure à la moyenne, soit 41,00.

La moyenne du score total de l'échelle du PGC se chiffre à 22,77. Celle-ci se rapproche de la valeur centrale théorique 22 et de celle de la médiane, 22,50. Le degré d'asymétrie est faible, soit 0,107.

L'échelle du PGC présente un écart-type de 3,618, plus faible que celui de l'échelle du MRAE, 9,369 et 9,764. Ce phénomène était prévisible, l'échelle du PGC présentant un éventail de scores possibles variant de 15 à 30, alors que les scores à l'échelle du MRAE peuvent varier de 19 à 54. Cette particularité de l'échelle du MRAE permet, croyons-nous, une plus grande sensibilité de l'échelle à mesurer des changements dans la vie des résidents.

Discrimination des items de l'échelle du MRAE

Lorsque tous les sujets obtiennent le même score pour un item, cet item devient virtuellement inutile. La contribution d'un item au score total dépend donc de sa capacité de discrimination entre les sujets. La capacité de discrimination d'un item est, ici, jugée insuffisante, si 75,0% des sujets se retrouvent dans la même catégorie.

Au temps 1, les items deux et dix ne rencontrent pas le critère choisi de discrimination. Au temps 2, seul l'item deux ne rencontre pas le critère. Il faut toutefois signaler que pour les items dix au temps 2 et treize aux temps 1 et 2, on retrouve au moins 70% des sujets dans la même catégorie (tableau 33).

Le lecteur remarquera sans doute les faibles pourcentages d'utilisation de la cote 2. Rappelons que les items sont formulés en terme de sentiment et le choix de réponses, en terme de tendance. L'interviewer a pour consigne d'aider le résident à déterminer si, de façon générale, il a ressenti ou non ce sentiment au cours du dernier mois. La cote 2 "occasionnellement" ne doit être utilisée que dans le cas où le sujet ne peut déterminer une tendance spécifique. Soulignons en terminant ce chapitre, que les moyennes détaillées selon chacun des centres de l'étude apparaissent à l'annexe 6.

TABLEAU 32

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES ECHELLES MRAE ET PGC

Echelles		Valeur centrale théorique	Médiane	$\bar{X}$	S	Asymétrie
MRAE TEMPS 1 N = 154	Dimension 1	8	8,13	8,26	2,289	0,014
	Dimension 2	10	9,67	9,83	3,122	0,031
	Dimension 3	12	12,50	12,58	3,435	0,010
	Dimension 4	8	7,77	7,67	2,324	0,115
	Echelle totale	38	37,83	38,34	9,369	0,075
MRAE TEMPS 2 N = 142	Dimension 1	8	8,31	8,43	2,530	0,115
	Dimension 2	10	10,80	10,15	3,137	-0,295
	Dimension 3	12	12,55	12,66	3,576	-0,167
	Dimension 4	8	8,17	8,20	2,558	-0,109
	Echelle totale	38	41,00	39,45	9,764	-0,256
PGC N = 154	Dimension 1	12	12,77	12,77	2,347	-0,150
	Dimension 2	10,5	9,71	9,95	1,836	0,347
	Echelle totale	22	22,50	22,77	3,618	0,107

TABLEAU 33

DISTRIBUTION DE FREQUENCES DES ITEMS DU MRAE, TEMPS 1 ET 2

Items	N = 136 TEMPS 1			N = 136 TEMPS 2		
	1	2	3	1	2	3
1	39,7%	8,1%	52,2%	41,9%	12,5%	45,6%
2	21,3	0,0	78,7	17,6	1,5	80,9
3	49,3	8,1	42,6	39,7	6,6	53,7
4	41,2	11,0	47,8	41,2	11,8	47,1
5	52,9	1,5	45,6	52,2	2,2	45,6
6	36,8	9,6	53,7	39,0	15,4	45,6
7	37,5	4,4	58,1	32,4	3,7	64,0
8	52,9	3,7	43,4	44,9	9,6	45,6
9	35,3	1,5	63,2	34,6	2,9	62,5
10	77,9	5,1	16,9	71,3	5,1	23,5
11	53,7	2,2	44,1	54,4	1,5	44,1
12	53,7	14,0	32,4	44,9	18,4	36,8
13	26,5	3,7	69,9	22,8	3,7	73,5
14	46,3	0,7	52,9	45,6	1,5	52,9
15	57,4	3,7	39,0	51,5	4,4	44,1
16	36,0	10,3	53,7	42,6	11,0	46,3
17	61,8	3,7	34,6	55,9	8,1	36,0
18	36,0	2,2	61,8	33,1	1,5	65,4
19	51,5	1,5	47,1	48,5	1,5	50,0

CHAPITRE IV

DISCUSSION, RESUME ET CONCLUSION

Dans ce chapitre, nous allons discuter les résultats obtenus aux analyses d'homogénéité, de stabilité, de validité de concept et des déterminants du moral. Le résumé et les conclusions termineront le chapitre.

Analyse d'homogénéité

Toutes les analyses opérées sur l'ensemble des items révèlent l'homogénéité de l'échelle du MRAE, autant au temps 1 et au temps 2.

En effet, les coefficients alpha de Cronbach et les coefficients d'équivalence moitié-moitié corrigée selon la formule de Spearman-Brown, calculés à partir des scores de tous les items de l'échelle du MRAE sont tous supérieurs à 0,83 et indiquent donc une forte association entre tous les items. Selon les matrices d'intercorrélations, les coefficients r de Pearson entre les scores individuels des items et le score de l'échelle totale supportent aussi cette affirmation, malgré l'évidence de corrélations plus faibles de quelques items, soit les items deux et quatre au temps 1 et les items dix et treize, au temps 2.

L'analyse factorielle en composante principale opérée sur les items explicite encore mieux la relation entre ceux-ci. En effet, bien que cette analyse mette en évidence l'influence de cinq facteurs significatifs pour expliquer la variation des scores des items, le premier facteur se distingue nettement des autres. Ce facteur explique 28,5% de la variation des scores au temps 1 alors que le pourcentage expliqué par les quatre autres facteurs se situe entre 5,4% et 8,8%. Ce même écart entre le premier et les autres facteurs se reproduit au temps 2, où le premier facteur explique 31,4% de la variation des scores alors que les quatre autres expliquent entre 5,3 et 7,7% de la variation des scores. De fait, la majorité des coefficients factoriels des items convergent vers le premier facteur. Nous concluons donc à l'existence d'un facteur général.

Certains items font cependant exception à cette règle de convergence des items vers le premier facteur; les items deux, trois, quatre, treize et quinze au temps 1, et les items deux, dix, treize et seize au temps 2. Cependant, pour la plupart de ces items, la différence observée entre le coefficient factoriel le plus élevé et le coefficient factoriel pour le premier facteur ne dépasse guère 0,100. Seuls les items deux au temps 1 et

dix et treize au temps 2 présentent des coefficients factoriels pour le premier facteur nettement inférieurs (soit 0,176 et 0,236 et 0,350, tableau 9).

On remarque aussi que ces trois items n'ont pas le même comportement au temps 1 et au temps 2. Cette absence de récurrence ne peut être attribuée à la variation de l'effectif des sujets du temps 1 au temps 2 car l'analyse factorielle opérée sur les cent trente-six sujets ayant participé aux deux entrevues produit sensiblement les mêmes résultats. Par ailleurs, ce phénomène pourrait être relié, du moins en partie, à la taille de l'effectif. Bien que l'analyse factorielle en composante principale soit largement utilisée pour vérifier l'homogénéité des échelles de même type que celles du MRAE et du PGC, il demeure qu'elle est conçue pour analyser des données recueillies par des échelles comportant des items à intervalles qui respectent tous les postulats d'une telle propriété. Il faut de plus reconnaître que la variance des items peut changer rapidement lorsque ces items sont mesurés en trois catégories comme c'est le cas pour ceux de l'échelle du MRAE. Cet aspect de la structure de l'échelle contribue à expliquer une certaine instabilité dans les résultats obtenus à l'analyse factorielle.

Nous avons tenté d'améliorer l'homogénéité de l'échelle du MRAE en retirant certains items jugés plus faibles. Quatre tentatives eurent lieu: une version de 18 items (item deux retranché); deux versions de dix-sept items (deux et dix enlevés, et deux et treize); une version de seize items (deux, dix et treize retranchés); et finalement, une version de quinze items (deux, trois, dix et treize enlevés). Toutes ces tentatives ont donné sensiblement les mêmes résultats et n'ont pas augmenté,de façon notoire, l'homogénéité.

Nous avons donc précédemment conclu à la présence d'un premier facteur général dans la structure de l'échelle du MRAE. La division de l'instrument en dimensions devient ainsi accessoire. Nous nous sommes alors demandé si les quatre autres facteurs significatifs ne correspondaient pas à la variation unique de chacune des quatre dimensions. Dans l'affirmative, la division de l'échelle du MRAE en dimensions conserverait une certaine utilité, identifiant ainsi des zones spécifiques d'intervention pour améliorer le

moral des résidents âgés. L'examen de l'analyse factorielle appliquée à chacune des dimensions devrait alors nous montrer au moins deux facteurs significatifs pour chacune des dimensions: un premier facteur correspondant au facteur général de l'échelle et un second spécifique à la dimension. Deux dimensions seulement présentent deux facteurs significatifs pour expliquer la variation des scores de leurs items; il s'agit de la dimension un au temps 1 et de la dimension deux aux temps 1 et 2. Pour ces deux dimensions, chaque item converge principalement avec le premier facteur à l'exception de l'item deux (dimension un, temps 1 et 2), de l'item quatre (dimension deux, temps 1) et de l'item treize (dimension quatre, temps 2).

Les coefficients alpha de Cronbach et d'équivalence de Spearman-Brown de chacune des quatre dimensions sont modérés (variant de 0,408 à 0,428) et plus faibles que ceux de l'échelle totale. Il semble donc que les dimensions présentent une certaine homogénéité mais elle est plus faible que celle de l'échelle totale.

Devant ces résultats, nous inférons que le premier facteur observé à l'intérieur de chaque dimension est le même que le facteur général de l'échelle totale. De fait, les coefficients alpha de Cronbach et d'équivalence moitié-moitié calculés à partir des scores totaux des dimensions indiquent l'existence d'une association très forte entre les dimensions. Ces coefficients varient entre 0,835 et 0,876. L'analyse factorielle opérée sur l'ensemble des scores totaux des quatre dimensions produit un seul facteur significatif. Ce facteur explique une très grande partie de la variation des scores des dimensions, soit 69,6% au temps 1 et 67,8% au temps 2 (Tableau 10). De plus, chacune des dimensions converge vers ce premier facteur. L'échelle au MRAE est donc unidimensionnelle et la division en dimensions devient inutile et probablement ARBITRAIRE.

Nous avons ensuite tenté d'éprouver cette dernière affirmation. Nous nous sommes d'abord demandé s'il n'existait pas une autre sous-structure que celle proposée par les quatre dimensions initiales. Nous avons essayé en

vain de combiner les items sur la base de différentes similarités des coefficients factoriels des items ou sur la base de similarité au niveau du concept sous-jacent à chacun des items, au niveau de la sémantique de l'item, etc. Nous ne sommes pas parvenus à découvrir une autre sous-structure.

Dans un deuxième temps, nous nous sommes demandé si cette forte convergence des items était attribuable à une redondance des items. Des items identiques produiraient des corrélations artificielles, du même type que celles observées entre les différentes échelles de mesure du bien-être psychologique (cf. chapitre 1). Nous avons aussi rejeté cette possibilité, les items présentant des coefficients de corrélation faibles les uns avec les autres (matrice d'intercorrélations, tableaux 13 et 14). De plus, les coefficients de corrélation entre les items et le score total de l'échelle du MRAE sont plus élevés que ceux entre les items. L'échelle demeure donc une échelle unidimensionnelle, ce qui confirme les résultats de l'étude antérieure (Lévesque & al., 1981).

L'échelle du MRAE se compare avantageusement à l'échelle du moral du PGC (Morris & Sherwood, 1975). Nous remarquons que nos résultats des analyses factorielles en composante principale avec ou sans rotation varimax ne concordent pas avec ceux de Morris et Sherwood (1975). Nous devons conclure à l'unidimensionnalité du PGC alors que Morris et Sherwood (1975) identifient deux facteurs significatifs. Cependant, dans la présente analyse, nous utilisons une traduction de cette échelle, qui ne reproduit que quinze des dix-sept items de l'échelle validée auprès d'une population de culture différente de celle de l'étude de ces auteurs. Chacune de ces modifications et un effectif de taille moins considérable que celui de l'étude de Morris et Sherwood (1975) sont suffisants pour expliquer à eux seuls la différence entre nos résultats et les leurs.

Analyse de stabilité

Nous avons ensuite vérifié si les scores des sujets à l'échelle du MRAE demeurent les mêmes après un intervalle de quatre semaines. L'échelle réussit l'épreuve du test-retest, tel que démontré par les résultats de l'analyse de variance à mesures répétées. En effet, il n'existe aucune

différence significative entre le score total obtenu par les sujets au temps 1 et le score total obtenu par les mêmes sujets au temps 2.

En répétant cette analyse pour chaque dimension et pour chaque item, nous obtenons sensiblement les mêmes résultats. Cependant, l'item trois de la dimension quatre ainsi que cette dimension, présentent des valeurs de F significatives à 0,364 et à 0,0372 respectivement. L'item trois s'énonce ainsi "Trouvez-vous du plaisir à causer avec des gens ici à l'hôpital?". Il se peut que le contenu de cet item soit sensible aux changements puisque l'entourage du résident peut changer quelque peu. Par ailleurs, quelque soit le type de centres d'hébergement, CA, CH ou CHSP, le score total demeure significativement le même entre les temps 1 et 2 (tableau 23).

Cependant, les sujets ne sont pas rencontrés par le même interviewer au temps 1 et au temps 2. Nous avons fait ce choix méthodologique pour éviter que la deuxième mesure ne soit contaminée par des facteurs tels que la familiarité développée entre le sujet et l'interviewer au temps 1, ou encore une tendance de l'interviewer à préjuger des réponses du sujet au temps 2 en se basant sur celles données au temps 1. Si cette procédure nous paraît justifiée, elle introduit par contre une différence dans les conditions de passation de l'instrument entre le temps 1 et le temps 2. Nous avons donc vérifié s'il existe une différence entre les scores obtenus à l'échelle du MRAE, selon l'interviewer ayant procédé à l'entrevue.

L'analyse de variance montre une différence significative entre les scores selon les interviewers au temps 1, plus précisément entre les scores des interviewers A et B, le premier attribuant des scores plus élevés que le second. Cette différence est-elle attribuable au groupe des sujets ou à l'interviewer? Si les sujets interviewés par l'interviewer B (groupe 1) sont vraiment plus déprimés que ceux interviewés par l'interviewer A (groupe 2) cette tendance devrait probablement se maintenir au temps 2. Il appert qu'au temps 2, on note une tendance chez le groupe 1 (maintenant interviewé par A) à présenter des scores à l'échelle du MRAE, plus élevés que ceux du groupe 2 (maintenant interviewé par B). Ce phénomène nous invite à suspecter l'influence d'un biais introduit par l'interviewer.

En admettant que ce biais soit attribuable à l'interviewer, celui-ci remet-il en question nos conclusions concernant la stabilité de l'instrument? Pour répondre à cette question, nous avons repris l'analyse de variance à mesures répétées en subdivisant notre échantillon selon les deux critères suivants combinés, soit l'interviewer au temps 1 et le type de centre dans lequel les répondants résident. Nous obtenons ainsi 6 sous-groupes: (interviewer A, CA) (interviewer A, CH) (interviewer C, CHSP) (interviewer B, CA) (Interviewer B, CH) et (interviewer B, CHSP). Trois de ces groupes présentent une différence significative au score total de l'échelle du MRAE entre le temps 1 et le temps 2, soit le groupe (A-CA), $F(1,28) = 17,92$, $p = 0,0003$ le groupe (B-CA), $F(1,28) = 21,05$, $p = 0,0001$, et le groupe (B-CH), $F(1,16) = 21,16$, $p = 0,0003$.

Les résultats des deux groupes (A-CA) et (B-CA) nous confirment la probabilité d'une différence entre les scores, attribuable à l'interviewer lui-même. En effet, le groupe A-CA a été rencontré par l'interviewer A aux temps 1 et B au temps 2, alors que le groupe B-CA a été rencontré par l'interviewer B au temps 1 et A au temps 2.

Cependant, cette différence aurait dû se reproduire pour chacun des groupes rencontrés à la fois par l'interviewer A et l'interviewer B. Or, si le groupe (B-CH) présente une différence significative entre les scores au temps 1 par rapport au temps 2, le groupe A-CH n'en présente aucune. A moins que les interviewers aient modifié leur façon de coter les réponses des sujets, nous ne pouvons inférer un biais systématique introduit par les interviewers.

Les deux possibilités, soit un biais non-systématique de la part des interviewers et une particularité inhérente aux sujets eux-mêmes, demeurent plausibles.

Pour éliminer la première possibilité, nous avons vérifié si les interviewers utilisent différemment la cote "occasionnellement". L'utilisation de cette cote plutôt qu' "habituellement non" ou "habituellement oui" pourrait produire une différence de $\pm$ 19 sur le score total du MRAE. Ce mode de

quotation en trois points rend l'instrument plus sensible au changement mais pourrait aussi laisser une plus grande possibilité d'interprétation des réponses par les interviewers et ainsi introduire un biais. Au temps 1, les analyses révèlent une différence entre les interviewers dans leur façon d'utiliser la cote "deux". Cependant, cette différence est observée au centre de soins prolongés entre B et C seulement, alors que la variation des scores est observée entre les groupes interviewés par A et ceux interviewés par B aux centres d'accueil et de soins généraux. Au temps 2, les analyses ne montrent aucune différence. Nous devons donc rejeter cette première possibilité, c'est-à-dire qu'on ne peut attribuer l'instabilité du test selon les groupes à un biais systématique des interviewers selon leur façon d'interpréter la cote "deux".

Nous envisageons donc la possibilité que les différences soient attribuables aux sujets eux-mêmes. Nous avons d'abord vérifié si les scores à l'échelle du PGC diffèrent eux aussi selon l'interviewer ayant procédé à l'entrevue. Tout comme pour l'échelle du MRAE, l'analyse de variance montre une différence significative entre les interviewers pour l'échantillon total. Cette différence se situe entre les interviewers A et B pour l'échantillon du centre d'accueil combiné à celui de centres hospitaliers de soins généraux. Ces résultats indiquent que la différence observée entre les groupes n'est pas spécifique à l'échelle du MRAE au temps 1.

Nous avons ensuite tenté d'identifier si certaines caractéristiques socio-sanitaires enregistrées pour les répondants pourraient différer d'un groupe à l'autre. L'examen des résultats obtenus échoue à nous fournir une explication plausible, aucune différence systématique n'étant apparue. D'autre part, nous ne pouvons évaluer un changement possible survenu entre les deux entrevues, tel un changement de médication, une variation dans la fréquence des activités, des visites, etc., car le mode d'enregistrement des données ne le permet pas. Compte tenu du délai relativement court entre les deux entrevues, il est peu probable que de tels changements ne soient produits pour un nombre suffisamment élevé de répondants.

Nous avons ensuite vérifié s'il existe une relation entre l'occurence d'événements malheureux tels que rapportés par les répondants et l'interviewer. Au temps 1 comme au temps 2, aucune relation significative n'est apparue entre les interviewers pour l'échantillon total comme pour celui de chacun des centres.

Nos analyses échouent à expliquer la différence observée entre les interviewers au niveau de la stabilité de l'échelle du MRAE. Nous avons établi qu'il est peu probable que cette différence soit attribuable à un biais systématique introduit par l'interviewer. De plus, au temps 1, les différences observées entre les groupes pour l'échelle du MRAE, se reproduisent aussi pour l'échelle du PGC. Nous ne pouvons non plus mettre en évidence des caractéristiques socio-sanitaires différentes entre ces deux groupes susceptibles d'expliquer cette différence. Il est possible que le moral de ces sujets ait varié entre les deux passations à cause d'un facteur pour lequel nous n'avons pas recueilli de données. Faute de pouvoir établir un biais systématique de la part des interviewers, la division des groupes selon cette variable nous apparaît artificielle et ne remet pas véritablement en cause la stabilité du MRAE.

Analyse de validité de concept

Plusieurs auteurs (Carp, 1977; Kane & Kane, 1981; Rosow, 1981; Taylor, 1977) recommandent d'intégrer les personnes âgées dans le processus de construction d'une échelle de mesure. Les personnes âgées sont effectivement les personnes les plus compétentes pour décrire en quoi consiste leur moral. Les auteurs de l'échelle du MRAE ont associé des personnes âgées au processus de l'élaboration de l'échelle. En effet, tous les items de cet instrument ont été tirés du verbatim et de l'analyse de contenu d'entrevues exploratoires auprès de personnes âgées, résidant en institutions. L'échelle fut ensuite pré-testée auprès de résidants âgés. Cette procédure devrait contribuer à assurer une certaine convergence entre les mesures de cette échelle et le moral effectif des personnes âgées. Selon l'expérience d'une dizaine de cliniciens pratiquant dans les milieux institutionnels, le moral tel que défini par l'échelle du MRAE traduit la réalité qu'ils observent quotidiennement. Le concept du moral utilisé dans l'échelle n'est donc pas le fruit des cogitations de quelques chercheurs.

L'échelle du MRAE présente une corrélation satisfaisante avec l'échelle critère, soit celle du PGC (Morris & Sherwood, 1975). Si l'échelle du PGC mesure le moral des personnes âgées, l'échelle du MRAE le mesure aussi. Cependant, cette technique de validation consistant à comparer deux instruments de mesure, est très contestée. En effet, Cutler (1979) souligne que les corrélations obtenues entre les échelles de mesure de bien-être psychologique sont produites par des artéfacts mathématiques, les échelles différentes utilisant les mêmes items.

Pour éliminer toute possibilité d'artéfacts mathématiques entre les échelles du MRAE et du PGC, nous avons examiné les coefficients de corrélation de Pearson entre chaque item de l'échelle du MRAE et chacun des items de l'échelle du PGC. Les coefficients, en général, sont faibles; le plus élevé se chiffre à 0,48; il n'y a donc pas d'item commun aux deux tests. Nous observons aussi que la dimension trois (état affectif) présente les coefficients les plus élevés avec les deux dimensions de l'échelle du PGC, et que la dimension quatre (intérêts aux personnes et aux choses) présente, pour sa part, les plus faibles. Ces constatations corroborent les résultats de la première étude de validation de l'échelle du MRAE (Lévesque & al., 1981).

Nous avons de plus comparé les réponses des résidents au questionnaire de validité de concept, à celles obtenues à quatre items de l'échelle du MRAE. Les valeurs du chi-carré obtenues sont élevées (x^2 (4) = 78,11; 57,85; 88,91 et 81,88) et significatives ($p \leq 0,0001$). Les coefficients V de Cramer indiquent aussi une forte association entre les réponses au questionnaire de validité de concept et celles obtenues aux quatre items de l'échelle du MRAE.

Ces deux avenues méthodologiques utilisées pour évaluer la validité de concept ont des limites. Les limites de la première méthode résident dans le fait que l'on peut se demander si l'échelle critère mesure effectivement le moral. Tant qu'à la deuxième avenue, les limites relèvent des difficultés à structurer une entrevue de façon à explorer l'adéquation que le répondant âgé établit entre les quatre items du moral et les questions correspondantes du questionnaire de validité de concept. Il se peut aussi que le répondant croit qu'une telle exploration ait pour but de vérifier les réponses données à l'échelle du MRAE. Bien que cette exploration permette de connaître la perception des résidents, il demeure qu'elle se limite au contenu de quatre

items portant sur le moral tel que défini selon l'échelle du MRAE.

Il existe plusieurs problèmes liés à la validité de concept d'une mesure du moral. Dans la présente recherche, nous avons tenté d'établir cette validité en ne se limitant pas seulement aux résultats des analyses de convergence entre l'échelle du MRAE et l'échelle critère, celle du PGC

Les déterminants de l'échelle du MRAE

La variable perception du résident de son état de santé s'est avérée être le meilleur prédicteur du moral (0,239) tel que mesuré par l'échelle du MRAE (temps 1) tandis que la durée du séjour, le plus faible prédicteur (0,071). Le premier résultat rejoint ceux d'autres recherches qui ont révélé que le prédicteur prédominent relié au niveau de satisfaction de la vie était l'estimation de l'état de santé par la personne âgée elle-même (Palmore & Luickart, 1972; Spreitzer et Snyder, 1974). Par ailleurs, il ne faudrait pas surestimer l'influence de cette variable sur le moral puisqu'elle n'explique que 12,5% de la variation des scores à l'échelle du MRAE. De plus, l'ensemble des six variables considérées dans cette analyse de régression n'explique que 26,3% de la variation des scores. Notons, en terminant que l'objectif de la recherche actuelle n'était pas d'identifier les déterminants du moral, cependant, il nous intéressait de connaître si certaines variables pouvaient être de tels déterminants.

Résumé et conclusion

Les objectifs de l'actuelle recherche consistaient à poursuivre le processus de validation de l'échelle du Moral des Résidants(es) Agés(es) en Etablissements de Santé (MRAE). Plus spécifiquement, nous nous sommes arrêtées à l'évaluation de la fidélité d'homogénéité et de stabilité et à celle de la validité de concept. Des analyses complémentaires ont porté sur l'identification des déterminants du niveau du moral, sur la présentation de statistiques descriptives de l'échelle et sur l'identification du pouvoir discriminatif des items.

L'originalité de l'échelle du MRAE tient au fait qu'elle se veut spécifique à une clientèle vivant des conditions d'existence particulières, plus précisément, les résidants âgés en établissements de santé. De ce fait, cet instrument doit se distinguer des échelles déjà utilisées.

Elaborée, entre autres, à partir d'entrevues auprès de résidents âgés en établissements de santé et de consultations auprès des cliniciens, l'échelle du MRAE comprend dix-neuf items. De type Likert, elle se veut sensible au changement du niveau du moral, en offrant trois choix de réponses. Selon cette échelle, le moral est fonction de la perception que les résidents âgés ont d'eux-mêmes, en interaction avec leur environnement, par rapport à leur reconnaissance sociale, leur avenir, leur état affectif (mood) et l'intérêt qu'ils portent aux choses et aux personnes qui les entourent.

L'échelle fut validée auprès d'un échantillon de cent-cinquante-quatre personnes âgées de soixante-cinq ans et plus et résidant soit dans un centre d'accueil, un centre des soins prolongés ou un centre hospitalier général. L'âge moyen des répondants se chiffrait à 78,3 ans et la durée du séjour, à 31,8 mois. Lors de la première entrevue, les résidents répondaient aux items de l'échelle du MRAE et à ceux de l'échelle du Philadelphia Geriatric Center Moral Scale (PGC) (Morris & Sherwood, 1975). Quatre semaines suivant la première entrevue, les résidents complétaient, à nouveau, l'échelle du MRAE ainsi qu'un court questionnaire élaboré pour évaluer la validité de concept de cette échelle.

Pour ce qui est de l'homogénéité, les coefficients alpha de Cronbach pour l'échelle totale varient entre 85,2 et 87,1; les coefficients d'équivalence moitié-moitié corrigée selon la formule Spearman-Brown sont aussi élevés, variant entre 83,8 et 88,1. Ces coefficients indiquent une forte association entre les items. De plus, les coefficients r de Pearson entre les scores individuels des items et le score de l'échelle totale supportent aussi cette affirmation malgré l'évidence de corrélations plus faibles de quelques items.

Les analyses factorielles en composante principale explicitent encore mieux la relation entre les items en indiquant que la majorité des coefficients factoriels des items convergent vers le premier facteur. Ce premier facteur explique 28,5% de la variation des scores au temps 1 et 31,4% au temps 2. Tant qu'aux pourcentages expliqués par les quatre autres facteurs, ils se situent entre 5,1% et 8,8%. Ce même écart entre le premier et les autres facteurs se reproduit aussi au temps 2. Nous concluons donc à l'existence d'un seul facteur et considérons que l'échelle du MRAE est unidimensionnelle.

Les résultats obtenus à l'épreuve test-retest ne sont pas univoques. L'analyse de variance à mesures répétées indique que l'item trois de la dimension quatre ainsi que cette dimension, présentent des valeurs de F significatives. Par ailleurs selon les résultats de plusieurs analyses, il est peu probable que cette différence soit attribuable à un biais systématique introduit par l'interviewer. Cette différence serait plutôt le reflet d'un changement effectif du niveau du moral. Ces résultats ne nous permettent pas de conclure d'une façon certaine à la stabilité de l'échelle; cependant, nous pensons que l'échelle offre des garanties acceptables de stabilité.

La validité de concept des échelles de mesure du moral s'avère la caractéristique la plus controversée et la plus difficile à évaluer selon la littérature consultée. C'est pourquoi nous nous sommes efforcées d'être très prudentes dans les méthodes que nous avons choisies pour évaluer cette caractéristique et dans l'interprétation des résultats obtenus aux analyses statistiques effectuées pour cette évaluation. L'échelle du MRAE présente un coefficient de corrélation avec l'échelle critère, soit celle du PGC, de 0,63 ($p \leqslant 0,001$). De plus, il existe une forte association entre les items de l'échelle du MRAE et ceux du questionnaire sur la validité de concept. Tenant compte des limites de ces deux méthodes d'évaluation de la validité de concept, il serait prématuré de conclure sur ce point.

Pour ce qui est de l'échelle du PGC (Morris & Sherwood, 1975), les analyses opérées sur l'ensemble des items, révèlent un coefficient alpha de 0,790 et un coefficient d'équivalence moitié-moitié corrigée de 0,731. Selon les résultats de l'analyse factorielle en composante principale avec ou sans rotation VARIMAX, cette échelle serait unidimensionnelle, alors que Morris et Sherwood identifient deux facteurs significatifs. Cependant, dans la présente étude, nous utilisons une traduction de cette échelle, qui ne reproduit que quinze des dix-sept items de l'échelle de validée auprès d'une population de culture différente de celle de l'étude de ces auteurs. Chacune de ces modifications et un effectif de taille

moins considérable que celui de l'étude de Morris et Sherwood (1975) sont suffisants pour expliquer à eux seuls la différence entre nos résultats et les leurs.

Nous recommandons de poursuivre la validation de l'échelle du MRAE, les résultats obtenus incitent à croire qu'une telle démarche est justifiée. Les statistiques ainsi que les observations cliniques indiquent l'ampleur du problème du bas niveau du moral et de l'état dépressif des résidents âgés en établissements de santé. Il s'avère donc important de disposer d'un instrument de mesure du moral suffisamment sensible pour évaluer les interventions dans un tel milieu.

Dans un avenir immédiat, d'autres analyses seront effectuées en utilisant les données de l'étude actuelle et celles d'une recherche clinique où nous avons administré l'échelle du MRAE à environ cent-soixante-quinze résidents âgés d'un CHSP. Cette démarche permettra d'examiner à nouveau les qualités métrologiques de l'instrument. Tenant compte des résultats actuels, nous sommes enclins à penser que l'échelle du MRAE peut-être utilisée par des chercheurs qui sauront reconnaître les limites de l'instrument.

BIBLIOGRAPHIE

Amyot, R. *Pour une politique de prévention en santé mentale à l'intention des personnes âgées.* Service des Programmes de santé mentale, Québec: Ministère des Affaires sociales, 1982.

Barr, G. *Older Adults and Health (a strategy paper for the Ontario Regional Office Health Promotion Directorate).* Toronto: Health Services and Promotion Branch, Health and Welfare Canada, 1980.

Butler, R.N. *Why Survive? Being Old in America.* New York: Harper & Row, 1975.

Carp, F. Morale: What questions are we asking of whom? In C. Nydegger (ed.) *Measuring Morale: A Guide to Effective Assessment.* Washington, D.C.: Gerontological Society, 1977, 15-22.

Cutler, N.E. Age variations in the dimensionality of Life Satisfaction. *Journal of Gerontology,* 1979, 34, 573-578.

George, L.K. The Happiness Syndrome: Methodological and substantive issues in the study of social psychological well-being in Adulthood. *The Gerontologist,* 1979, 19, 210-216.

Glass, G.V. & Stanley, J.C. *Statistical Methods in Education and Psychology.* New Jersey: Prentice-Hall, 1970.

Jarvik, L.F. & Kratz, H. (eds). *Aging into the 21st Century: Middle-Agers Today.* New York: Gardner Press Inc., 1978.

Kane, R.A. & Kane, R.L. *Assessing the elderly, a practical guide to measurement.* Lexington Books, 1981.

Larson, R. Thirty years of Research on the Subjective Well-being of Older Americans. *Journal of Gerontology,* 1978, 33, 109-125.

Lawton, M.P. The dimensions of morale. In D.P. Kent, Kastenbaum and Sherwood, *Research, planning and action for elderly.* New York: Behavioral Publication, 1972, 144-165.

Lawton, P. The Philadelphia Geriatric Center Morale Scale: A Revision. *Journal of Gerontology,* 1975, 30, 85-89.

Lawton, P. Morale: What are we measuring? In C. Nydegger (ed.), *Measuring Morale? A guide to effective assessment.* Washington, D.C.: Gerontological Society, 1977, 6-14.

Lévesque, L. *Réadaptation des malades chroniques âgés: méthode d'opérationnalisation d'un modèle conceptuel en sciences infirmières.* Actes du Colloque national sur la recherche infirmière, Halifax, octobre 1980.

Lévesque, L., Camirand, D., Potvin, L. & Reidy, M. *Le moral des résidents(es) âgés(es) en établissement: construction et validation d'un instrument de mesure.* Rapport inédit, Université de Montréal, 1981.

Lohman, N. Correlations of Life Satisfaction, Morale and Adjustment Measure. *Journal of Gerontology*, 1977, 32, 73-75.

Maddox, G.L. & Douglas, E.B. Self Assessment of Health: A Longitudinal Study of Elderly Subjects. *Journal of Health and Social Behavior*, 1973, 14, 87-93.

Medical Post. Literature wrong on depression on aged, July 3, 1979, 24.

Morris, J.N. & Sherwood, S. A retesting and modification of the Philadelphia Geriatric Center Morale Scale. *Journal of Gerontology*, 1975, 30, 77-84.

Morris, J.N., Wolf, R.S. & Klerman, L.V. Common themes among morale and depression scales. *Journal of Gerontology*, 1975, 30, 209-215.

Myles, J.F. Institutionalization and sick role identification among the elderly. *American Sociological Review*, 1978, 43, 508-521.

Nie, N.H., Hull, H., Jenkins, J.G., Steinbrenner, K.S. & Bent, D.H. *Statistical package for the social sciences; 2nd edition*, New York, McGraw Hill, 1975.

Palmore, E. & Luikart, C. Health and social factors related to life satisfaction. *Journal of Health and Social Behavior*, 1972, 13, 68-80.

Rosow, I. Morale: Concept and measurement. In C. Nydegger (ed.), *Measuring morale: a guide to effective assessment.* Gerontological Society, Washington, D.C.: Gerontological Society, 1977, 15-22.

Sherwood, S. The problem and value of morale measurement, in C. Nydegger (ed.), *Measuring Morale: A Guide to Effective Assessment*, Gerontological Society, Washington, D.C., 1977, 34-38.

Spreitzer, R.E. & Snyder, E.E. Correlates of Life Satisfaction among Aged. *Journal of Gerontology*, 1974, 29, 454-458.

Stenback, A., Kumpaleinen, M.E. & Vauhkowen, M.L. Illness and Health Behavior in Septugenarians. *Journal of Gerontology*, 1978, 33, 56-61.

Taylor, C. Why measure morale? In C. Nydegger (ed.). Measuring morale: A guide to effective assessment, Gerontological Society, Washington, D.C., 1977, 30-33.

Wasylenki, D. Depression in the elderly. *Canadian Medical Association Journal*, 1980, 122, 526-561.

Wasylenki, D. La psychogériatrie et ses problèmes. *Santé mentale au Canada*, 1982, 30, 3, 18-22.

ANNEXE I

Annexe 1

Calcul de la médication psychotrope

La catégorie de médicaments psychotropes comprenait les tranquilisants majeurs et mineurs, les anti-dépresseurs et les sédatifs-hypnotiques prescrits régulièrement et p.r.n. Pour cette catégorisation, nous avons utilisé le Vademecum de l'année courante.

Nous avons calculé le nombre en tenant compte du dosage de ces médicaments consommés régulièrement et p.r.n., durant une semaine (7 jours). Pour chaque résidant, nous avons procédé de la façon suivante:

- consignation sur une fiche (cf. annexe 1) de tous les médicaments prescrits régulièrement et p.r.n. Pour les p.r.n., nous inscrivions ceux reçus durant une semaine;

- classification des médicaments selon les quatre catégories de psychotropes retenues. Vérification de cette classification par une autre personne;

- calcul du nombre selon le dosage de chaque médicament psychotrope retenu. A partir de la dose minimale du médicament telle qu'indiquée dans le Vademecum nous avons calculé le nombre de médicaments prescrits et nous avons multiplié ce chiffre par le nombre de fois que ce médicament devait être administré durant une semaine. Pour les p.r.n., la multiplication s'opérait selon le nombre de fois que le médicament avait été donné durant une semaine. L'exemple suivant illustre la procédure suivie.
  Nozinan: 10mgm h.s. régulièrement = 2 (i.e. 5 mgm - dose minimale X 2) X 7 jours = 14. Ce chiffre représente le nombre, selon la dose, de tranquilisant majeur consommé par un résident durant une semaine;

- addition du nombre de psychotropes prescrits régulièrement et p.r.n. donnés.

Fiche de médicament

Nom du patient

Nom du médecin

PRN reçus X 7 jours

Médicament	Dosage	Fréquence	Voie d'administration	Catégorie	jour 1	2	3	4	5	6	7

ANNEXE 2

ANNEXE 2

Données socio-démographiques

1. Age ___ (ans)

2. Sexe
   1. Féminin
   2. Masculin

3. Statut civil
   1. Marié(e)
   2. Veuf(ve)
   3. Célibataire
   4. Divorcé(e) - Séparé(e)

4. Durée de séjour ___ (mois)

5. Type d'établissement
   1. C.A.
   2. C.H.
   3. C.H.S.P.

6. Fréquence de sorties à l'extérieur
   1. Plus d'une fois par semaine
   2. Une fois par semaine
   3. Une ou deux fois par mois
   4. Moins d'une fois par mois

7. Thérapies concurrentes
   1. Ergothérapie
   2. Physiothérapie
   3. Orthophonie-audiologie
   4. 1 et 2
   5. 1 et 3
   6. 2 et 3
   7. 1, 2 et 3
   8. Aucune

8. Participation à des activités de groupe
   1. Plus d'une fois par semaine
   2. Une fois par semaine
   3. Une ou deux fois par mois
   4. Moins d'une fois par mois

9. Fréquence de visite de(s) personne(s) significative(s)

1. Plus d'une fois par semaine
2. Une fois par semaine
3. Une ou deux fois par mois
4. Moins d'une fois par mois

10. Episode de maladie aiguë au cours du dernier mois

1. Non
2. Oui

11. Aphasie

1. Aucune
2. Partielle
3. Complète

12. Difficulté de vision (cécité)

1. Aucune
2. Partielle
3. Complète

13. Surdité

1. Aucune
2. Partielle
3. Complète

14. Amputation d'un membre

1. Non
2. Oui

15. Diagnostic principal _____

16. Conditions chroniques

1) _____

2) _____

17. Confusion

1. Aucune
2. Légère

18. Mobilité

1. Se déplace seul, sans aide ni appareil
2. Se déplace en utilisant un appareil
3. Se déplace mais a besoin d'être accompagné
4. Est transféré du lit au fauteuil
5. Au lit toute la journée

19. Suit des traitements de nature psychologique

1. Non
2. Oui

20. Couples dans l'établissement

1. Non
2. Oui

21. Frères ou soeurs dans l'établissement

1. Non
2. Oui

22. Nombre de résidents dans la chambre

1. Un
2. Deux
3. Trois
4. Quatre
5. Autres

23. Consommation de médicaments (nb de dose/semaine)

1. Tranquilisant majeur	prn	régulier
2. Tranquilisant mineur	prn	régulier
3. Anti-dépresseur	prn	régulier
4. Sédatif /hypnotique	prn	régulier

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

PERCEPTION DU MORAL DU PERSONNEL SOIGNANT*

Dans le cadre de notre recherche, votre avis sur le niveau de moral de M. ou Mme nous serait très utile à connaître. S'il vous plaît, cochez la catégorie qui correspond le plus à M. ou Mme _____.
Soyez assuré de la confidentialité de ce renseignement.

Moral très élevé (1) _____ Plutôt élevé (2) _____

Plutôt bas (3) _____ Très bas (4) _____

Merci de votre collaboration.

G. Robitaille
Attaché de recherche

---

* Ce terme comprend l'infirmière-chef et le médecin traitant

Case postale 6128, Succursale "A"
Montréal, P.Q., H3C 3J7

ANNEXE 3

ANNEXE 3

Questionnaire de validité de concept

A) Protocole d'entrevue

Pour chacun des items 19, 18, 13 et 8, l'interviewer doit vérifier auprès du répondant la pertinence du contenu de l'item par rapport au concept du moral auquel le répondant réfère. Il présente cette entrevue comme étant relative à son souci de bien comprendre les informations données précédemment par le répondant. Utilisons l'item 19 pour illustrer la façon dont l'interviewer doit structurer l'entrevue.

Item 19: Sentez-vous que vous avez encore de belles années devant vous?
Le répondant répond: habituellement non

L'interviewer amorce l'entrevue avec la question suivante: "Tout à l'heure vous m'avez dit sentir de ne pas avoir encore de belles années devant vous. Le fait que vous sentiez ne pas avoir encore de belles années devant vous a-t-il un effet sur votre moral? Selon la réponse du sujet, l'interviewer choisit entre deux types de sous-questions soit:

1) dans le cas d'une réponse négative: l'interviewer vérifie si le sujet veut signifier que ce sentiment n'a aucun effet sur son moral

2) dans le cas d'une réponse positive, l'interviewer tente d'éclairer avec le répondant le sens de cet effet: "Quel est cet effet? Est-ce que cela contribue à améliorer ou à nuire à votre moral?"

L'interviewer note les réponses des sujets et procède ainsi avec chacun des items.

B) Entrevue; feuille réponse

Explorer avec le résident, si chacun des indicateurs suivants affecte son moral; vérifier s'il l'augmente ou le diminue.

QUESTIONS:

1. Sentez-vous que vous avez encore de belles années devant vous?

2. Avez-vous l'impression que plus rien ne vous intéresse?

3. Vous sentez-vous délaissé(e)?

4. Sentez-vous que vous êtes utile pour certaines personnes?

Durée de l'entrevue:

Autres commentaires et comportements du résident durant l'entrevue:

ANNEXE 4

ANNEXE 4

ECHELLE DU MRAE

Début du questionnaire	Réponses			S.V.P. ne pas écrire dans cet espace
	1 Habit. non	2 Occas.	3 Habit. oui	
1. Ressentez-vous de la joie dans votre vie?				2 (29) ___
2. Sentez-vous qu'il y a dans votre entourage une ou des personnes qui s'intéressent à ce que vous vivez ici à l'hôpital?				2 (30) ___
3. Trouvez-vous du plaisir à causer avec des gens ici à l'hôpital?				2 (31) ___
4. Avez-vous l'impression de ne plus être utile à qui que ce soit?				2 (32) ___
5. Depuis un mois, vous sentez-vous triste?				2 (33) ___
6. Vous arrive-t-il de rire de bon coeur?				2 (34) ___
7. Sentez-vous que la vie ne vaut plus la peine d'être vécue?				2 (35) ___

	Réponses			S.V.P. ne pas écrire dans cet espace
	1 Habit. non	2 Occas.	3 Habit. oui	
8. Sentez-vous que vous êtes très utile pour certaines personnes ici à l'hôpital?				2 (36) ___
9. Sentez-vous que la vie a encore quelque chose de bon à vous apporter?				2 (37) ___
10. Faites-vous des projets?				2 (38) ___
11. Avez-vous l'impression de ne plus valoir grand chose?				2 (39) ___
12. Depuis un mois, vous sentez-vous heureux(se)?				2 (40) ___
13. Vous sentez-vous délaissé(e)?				2 (41) ___
14. Avez-vous l'impression de ne plus rien avoir à faire d'autre que d'attendre la mort?				2 (42) ___
15. Vous arrive-t-il de faire quelque chose que vous considérez comme important?				2 (43) ___
16. Sentez-vous que la vie maintenant a pour vous plus de bons côtés que de mauvais?				2 (44) ___
17. Faites-vous les choses que vous avez envie de faire?				2 (45) ___
18. Avez-vous l'impression que plus rien ne vous intéresse?				2 (46) ___
19. Sentez-vous que vous avez encore de belles années devant vous?				2 (47) ___

N.B. Est-ce qu'un événement malheureux est survenu au cours du dernier mois (par exemple, un deuil, une mauvaise nouvelle dans la famille, un désappointement important)?

Non _____

Si oui, spécifier:

ANNEXE 5

ANNEXE 5

Echelle du moral du PGC de Morris et Sherwood (1975)*

	1 Oui	2 Non	NE PAS ECRIRE DANS CET ESPACE
1) A mesure que je vieillis, les choses empirent	___	___	(14) ___
2) J'ai autant d'entrain que j'en avais l'an passé	___	___	(15) ___
3) Les petits rien me tracassent davantage cette année	___	___	(16) ___
4) A mesure que vous vieillissez vous êtes moins utile	___	___	(17) ___
5) Il m'arrive parfois d'avoir l'impression que la vie ne vaut pas la peine d'être vécue	___	___	(18) ___
6) Je suis aussi heureux(se) que lorsque j'étais plus jeune	___	___	(19) ___
7) J'ai beaucoup de raisons d'être triste	___	___	(20) ___
8) La vie était plus facile autrefois	___	___	(21) ___
9) Beaucoup de choses me font peur	___	___	(22) ___
10) Je me mets en colère plus souvent que j'en avais l'habitude	___	___	(23) ___
11) La vie est dure pour moi actuellement	___	___	(24) ___
12) Etes-vous satisfait(e) de votre vie actuelle	___	___	(25) ___
13) Je prends mal les choses	___	___	(26) ___
14) Une personne doit vivre au jour le jour et ne pas s'inquiéter du lendemain	___	___	(27) ___
15) Je suis facilement bouleversé(e)	___	___	(28) ___

* modifiée par les auteurs, cf. p. 17

ANNEXE 6

ANNEXE 6

TABLEAU 34

MATRICE D'INTERCORRELATIONS DES VARIABLES INCLUSES DANS LA REGRESSION MULTIPLE

Variables	1	2	3	4	5	6
1. Age						
2. Durée de séjour	0,251					
3. Degré mobilité	0,133	0,254				
4. Moral/inf.	0,240	0,260	0,207			
5. Etat de santé/résident	0,101	0,005	0,127	0,216		
6. Comparaison Etat de santé/résident	0,162	0,276	0,273	0,234	0,405	
MRAE	-0,002	0,179	0,283	0,292	0,358	0,363

N = 144

TABLEAU 35

MOYENNES ET ECARTS-TYPES POUR LES ECHELLES MRAE ET PGC

Echelles		C.A.		C.H.		C.H.S.P.		TOTAL	
		$\bar{X}$	S	$\bar{X}$	S	$\bar{X}$	S	$\bar{X}$	S
MRAE TEMPS 1	Echelle totale	40,92 - 0,822	8,880	37,41 - 0,847	9,912	36,55 - 0,887	9,153	38,344	9,369
	Dimension 1	8,87	2,085	8,00	2,509	7,75	2,208	8,260	2,289
	Dimension 2	10,07	3,177	9,79	3,088	9,59	3,125	9,831	3,122
	Dimension 3	13,34	2,886	12,02	3,758	12,14	3,655	12,584	3,435
	Dimension 4	8,21	2,402	7,60	2,420	7,08	2,018	7,669	2,324
	N	61		42		51		154	
MRAE TEMPS 2	Echelle totale	40,81 - 0,658	9,646	39,47 - 1,150	9,921	37,64 - 0,877	9,707	39,451	9,764
	Dimension 1	8,85	2,490	8,51	2,771	7,83	2,293	8,43	2,530
	Dimension 2	10,15	3,073	10,32	3,014	10,00	3,378	10,15	3,137
	Dimension 3	13,00	3,399	12,76	3,679	12,13	3,727	12,66	3,576
	Dimension 4	8,81	2,522	7,87	2,506	7,70	2,537	8,20	2,558
	N	59		38		45		142	
PGC	Echelle totale	22,82	3,467	22,76	3,666	22,57	3,822	22,72	3,618
	Dimension 1	12,95	2,293	12,59	2,429	12,71	2,377	12,77	2,347
	Dimension 2	9,87	1,684	10,17	1,948	9,86	1,939	9,95	1,836
	N	62		41		51		154	

REMERCIEMENTS

Nous remercions Mary Reidy, M.Sc. (Ap.) professeur adjoint à l'Université de Montréal, pour sa collaboration à cette recherche. Nous sommes aussi reconnaissantes envers Louise Potvin, B.A., pour ses suggestions et ses judicieux commentaires. Nos remerciements s'adressent également aux interviewers Edith Guay et Jacinthe Loiselle, aux résidents qui ont aimablement accepté de répondre aux questionnaires, au personnel soignant et aux directeurs des établissements pour leur coopération. S'il subsiste des erreurs, les auteurs en demeurent les seuls responsables.